

## PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE UNA ESCALA DE MOTIVACIÓN DEPORTIVA

Guzmán, J. F.; Carratalá, E.; García-Ferriol, Á. & Carratalá, V.

Facultat de les Ciències de l'Activitat Física i l'Esport. Universitat de València - EG

---

### RESUMEN

Los diferentes tipos de motivación constituyen un objeto de estudio tanto para los psicólogos como para los psicólogos del deporte, siendo la medida de éstos una importante área de interés. La "Sport Motivation Scale" (SMS), (Pelletier et al., 1995) fue creada para medir la motivación intrínseca, extrínseca y amotivación hacia la participación deportiva. Las propiedades psicométricas de las escalas francesa e inglesa se han analizado en diferentes colectivos, con resultados dispares. La versión española realizada hasta la fecha (López, 2000) no ha logrado validar la estructura factorial propuesta por los autores. En este estudio analizamos una nueva versión en castellano de la escala, traducida a partir del inglés, con una muestra de 477 deportistas de educación secundaria, utilizando Modelos de ecuaciones estructurales. Los resultados aportaron un apoyo relativo a la fiabilidad y validez del SMS, similar a la obtenida por otros estudios de la versión inglesa (Martens y Webber, 2002).

Palabras clave: Motivación intrínseca, propiedades psicométricas, análisis factorial confirmatorio.

### ABSTRACT

Different types of motivation are a topic of study to both psychologists and sport psychologists, and their assessment as been one area of interest. "Sport Motivation Scale" (SMS), (Pelletier et al., 1995) was created to measure intrinsic and extrinsic motivation, and amotivation, to sport participation. The psychometric properties of French and English scales have been analysed, with no conclusive results. Spanish version (López, 2000) did not validate factorial structure proposed by original authors. In this study we analyzed a new Spanish version of the scale, translated from English, with a sample of 477 Secondary Education athletes, using SEM (Structural Equation Modelling). Results showed a relative support to reliability and validity of SMS, similar to the study of Martens y Webber (2002).

Key words: Intrinsic motivation, psychometric properties, confirmatory factorial analysis.

### INTRODUCCIÓN

La motivación, aunque inicialmente considerada como una entidad unidimensional (White, 1959) progresivamente ha pasado a ser un constructo multidimensional. Harter (1978) distinguió entre la motivación intrínseca (MI) y la motivación extrínseca (ME). Mientras que la primera se refería a la participación en una actividad por la satisfacción experimentada en su práctica, la ME trataba de la práctica en una actividad para obtener una recompensa diferenciada de ésta. Posteriormente Deci (1992), Deci y Ryan, (1985, 1991), Ryan, (1995) y Ryan y Deci, (2000,) distinguieron tres tipos de motivación: La MI, la ME y la amotivación. El concepto de las dos primeras coincidía con los expuestos anteriormente y

definieron la amotivación como la falta de motivos para seguir practicando y esforzándose en una actividad. Estos autores conceptualizaron la existencia de un continuo de autodeterminación (CAD), desde un extremo en el que las personas se percibían totalmente responsables de su comportamiento y por lo tanto autónomos respecto a su entorno (máximo de autodeterminación), hasta el otro extremo en el que percibían su conducta como determinada totalmente por el entorno (ninguna autodeterminación). La MI se ubicaba en los mayores niveles percibidos de autonomía personal. Distinguieron diferentes tipos de ME, en el nivel más bajo de percepción de autonomía se encontraba la ME de regulación externa, dirigida a alcanzar recompensas o evitar castigos. En el nivel más alto ubicaron a la ME de regulación identificada e integrada, dirigida a conseguir objetivos externos valorados por el sujeto como relevantes para su desarrollo personal.

Vallerand (Vallerand, 1997, 2001; Vallerand y Perreault, 1999; Vallerand y Ratele, 2002) propuso el modelo jerárquico de la motivación, según el cual la MI, la ME y la amotivación se daban dentro del individuo a tres niveles jerárquicos de generalidad. Del nivel más bajo al más alto estaban: el situacional (o estado), el contextual (o esfera de la vida), y el global (o personalidad). Los diferentes tipos de motivación coexistían con los tres niveles de generalidad. En resumen, según estas aportaciones, no es suficiente hablar sobre motivación en general para describir a una persona, sino que parece más apropiado referirse a un conjunto de motivaciones que varían en tipos y niveles de generalidad.

Para medir los tipos de motivación en el nivel contextual, Pelletier et al. (1995) elaboraron la Sport Motivation Scale (SMS). Inicialmente creada en Francés, la escala fue traducida al Inglés y validada por Pelletier et al. (1995). Diseñada para medir el CAD de Deci y Ryan (1985) y Ryan y Deci (2000), estaba compuesta por siete subescalas: 1. Amotivación; 2. ME de regulación externa; 3. ME de introyección; 4. ME de identificación; 5. MI de conocimiento; 6. MI de ejecución; 7. MI de estimulación. La amotivación se consideraba como la motivación de más baja autonomía, seguida por la ME de regulación externa (vinculación a una actividad por una recompensa externa), la ME introyectada (cuando se internalizaba como importante un objetivo externo) y la ME identificada (cuando la persona se consideraba vinculada a una actividad, sin elección, porque la consideraba como parte necesaria para su crecimiento personal, pero por razones extrínsecas a la propia actividad). Las tres subescalas de MI se situaban en el nivel más alto del continuo de percepción de autonomía. Esta escala, aunque era consistente con el CAD se desviaba ligeramente de la propuesta de Ryan y Deci (2000), ya que estos autores no consideraban diferentes tipos de MI, como hacía la SMS y por otro lado, el concepto

de ME de regulación integrada que éstos proponían no se incluía específicamente en la SMS.

Pelletier et al. (1995) emplearon un análisis factorial confirmatorio para analizar las propiedades psicométricas de la traducción al inglés del SMS con una muestra de 593 atletas universitarios canadienses. Concluyeron que el modelo tenía un buen ajuste, con índices:  $\chi^2$  (329, N=593) = 637.49,  $p < .001$ ; Goodness-of-fit index (GFI) = .94; adjusted goodness-of-fit index (AGFI) = .92; normed fit index (NFI) (Bentler y Bonnett, 1980) = .92; root mean square error residual (RMR) (Jöreskog y Sorbom, 1989) = .05.

El análisis de la versión en inglés del SMS fue replicado por diferentes autores, con distintas muestras. Li y Harmer (1996) con una muestra de 857 estudiantes universitarios obtuvieron adecuados índices de ajuste. Martens y Webber (2002) lo replicaron con una muestra formada por 270 atletas estudiantes universitarios. El AFC mostró un pobre ajuste de conjunto del modelo con índices:  $\chi^2$  (329, N = 270) = 749.34,  $p < .001$ ; NFI = .76; CFI = .84; TLI = .82; RMSEA = .07. Asumiendo que el bajo tamaño muestral podía ser la hipótesis explicativa de la falta de ajuste, decidieron descomponer un modelo de bajo ajuste en varios componentes y medirlos separadamente (Bollen, 1989). Los resultados de la MI, aportaron mejores resultados que el modelo completo:  $\chi^2$  (51) = 142.74;  $p < .01$ ; NFI = .89; CFI = .93; TLI = .90; RMSEA = .08. Los resultados de la ME, aunque mejores que los del modelo completo, todavía mostraron falta de ajuste:  $\chi^2$  (51) = 155.92;  $p < .01$ ; NFI = .83; CFI = .88; TLI = .84; RMSEA = .09. Por último, los índices de ajuste de la amotivación aportaron resultados no concluyentes:  $\chi^2$  (2) = 14.44;  $p < .01$ ; NFI = .95; CFI = .95; TLI = .86; RMSEA = .15. El estudio también analizó la validez del SMS a través del análisis correlacional de sus subescalas con otras extraídas del "Motivation for Physical Activities Measure-Revised, MPAM-R", (Ryan et al., 1997). Las subescalas de MI del SMS estuvieron altamente correlacionadas con la subescala de competencia y las subescalas de ME del SMS con la subescala social. De su estudio concluyeron que los resultados obtenidos aportaban un apoyo relativo a la fiabilidad y validez del SMS.

López (2000) realizó una traducción al castellano de la versión francesa del SMS (Brière et al., 1995) y analizó su estructura factorial empleando una muestra de 1003 deportistas. Realizó un análisis factorial exploratorio limitando siete factores, tal y como se proponía en la escala. Los resultados indicaron que los ítems se asignaron dentro de los factores de forma distinta a cómo se habían ubicado en la versión original.

Los resultados no concluyentes de estos análisis pusieron de manifiesto la necesidad de replicación de la estructura factorial de este instrumento en castellano. La traducción al castellano de la escala se había realizado por un autor mexicano

para administrarla a deportistas mexicanos. Pensamos que para evitar posibles problemas de comprensión de los ítems por una muestra española sería mejor volverla a traducir directamente de la versión en inglés. Asimismo, consideramos que debido a la gran proximidad entre algunos factores (sobre todo los referidos a la MI) realizar un análisis factorial exploratorio podría llevar a que los ítems de estos factores no se ubicaran adecuadamente. Por ello, estimamos que realizar un análisis factorial confirmatorio, que nos permitiera analizar el ajuste global de la escala según la estructura originalmente propuesta por los autores, nos aportaría más información para validarla.

## MÉTODO

### *Muestra*

Participaron un total de 477 estudiantes de Educación Secundaria, de edades comprendidas entre 12 y 17 años que practicaban un deporte competitivo. 131 deportistas (122 varones y 54 mujeres) de entre 12 y 17 años, formaban parte de un programa de tecnificación en la Comunidad Valenciana, participando en natación, judo, kárate, taekwondo, tenis de mesa, voleibol, béisbol y también ajedrez. Por otro lado, 170 deportistas (90 eran varones y 80 mujeres) eran judocas participantes en el Campeonato de España Cadete (14-16 años). Por último, 176 deportistas (54 mujeres y 152 varones de entre 12 y 17 años) practicaban deporte (natación, atletismo, gimnasia rítmica, judo, kárate, baloncesto y fútbol) en los clubes de su propia localidad.

### *Procedimiento*

Para la adaptación al castellano del cuestionario llevamos a cabo la técnica de la traducción inversa (Hambleton, 1996; Muñiz y Hambleton, 1996). Siguiendo las recomendaciones de Hambleton (1996), en primer lugar traducimos el cuestionario del inglés al castellano, contando con la ayuda de un profesor de inglés. Después, una persona de habla inglesa conocedora del castellano y no especialista en el tema, volvió a traducir la escala al inglés. Por último, comparamos los resultados obtenidos con la versión inglesa comprobando que los ítems tenían el mismo significado.

El proceso de administración del cuestionario fue específico para cada tipo de muestra. Para los deportistas participantes en el programa de tecnificación deportiva los investigadores nos pusimos en contacto con los responsables de éste, solicitándoles permiso para pasarles unos cuestionarios sobre motivación deportiva en su tiempo de estudio. En el caso de los deportistas de clubes pedimos permiso a los entrenadores y administramos el cuestionario en horario de entrenamiento. Por último, para administrar los cuestionarios a los deportistas participantes en el

Campeonato de España de Judo, primero les pedimos a autorización a los entrenadores para administrar el cuestionario en el tiempo libre antes de la participación en el Campeonato.

En todos los casos pedimos a los deportistas su participación voluntaria en el estudio les informamos de que el cuestionario era anónimo y no existían respuestas buenas y malas, requiriéndoles para que contestaran con la mayor sinceridad.

## RESULTADOS

### *Coefficientes Alfa ( $\alpha$ )*

Calculamos las  $\alpha$  para cada una de las subescalas del SMS. Los resultados variaron desde .70 (ME de regulación externa) a .81 (amotivación), a excepción de la subescala de la ME de identificación que obtuvo un  $\alpha = .43$ , en la cual detectamos problemas con el ítem 24, puesto que al eliminarlo la  $\alpha$  pasó a ser de .62. Los resultados, a excepción de la subescala indicada, fueron similares a los obtenidos en el estudio original y en validaciones posteriores (Pelletier et al., 1995; Martens y Webber, 2002).

### *Análisis factorial confirmatorio*

Para analizar la estructura factorial del SMS realizamos un análisis factorial confirmatorio empleando la versión 5.1 del programa AMOS<sup>TM</sup>. Establecimos siete factores correspondientes a las diferentes subescalas. Cada factor con cuatro ítems correspondientes. De acuerdo a la estructura factorial propuesta por Pelletier et al. (1995) permitimos que los siete factores latentes correlacionaran libremente. Cada factor fue estandarizado fijando su varianza en uno. Asimismo, por motivos de identificación, los coeficientes entre cada error y su correspondiente factor fueron fijados en uno (Figura 1).

Para probar la estructura factorial del SMS para los dos géneros y los diferentes niveles competitivos, analizamos un modelo donde correlacionamos libremente los siete factores latentes de la SMS, el género y el grupo competitivo (considerando los deportistas de Secundaria los de menor nivel y los deportistas del campeonato de España los de mayor). Asumimos que bajas correlaciones entre las variables demográficas y los factores indicarían poca relación, mientras que altas correlaciones indicarían diferencias en los factores en función de éstas. Los resultados indicaron bajas correlaciones entre las variables demográficas y los factores de la SMS. Para el género, las correlaciones oscilaron entre .11 (MI de ejecución) y - .03 (ME de identificación), con una media de correlación absoluta de .07. Para los grupos competitivos, las correlaciones variaron entre - .17 (ME de regulación externa) y .05 (ME de introyección), con una media de correlación absoluta de .11. Dadas las bajas correlaciones entre las dos variables demográficas y los factores de la SMS

concluimos que sería apropiado estudiar un único modelo simple que englobara al género y grupo competitivo.

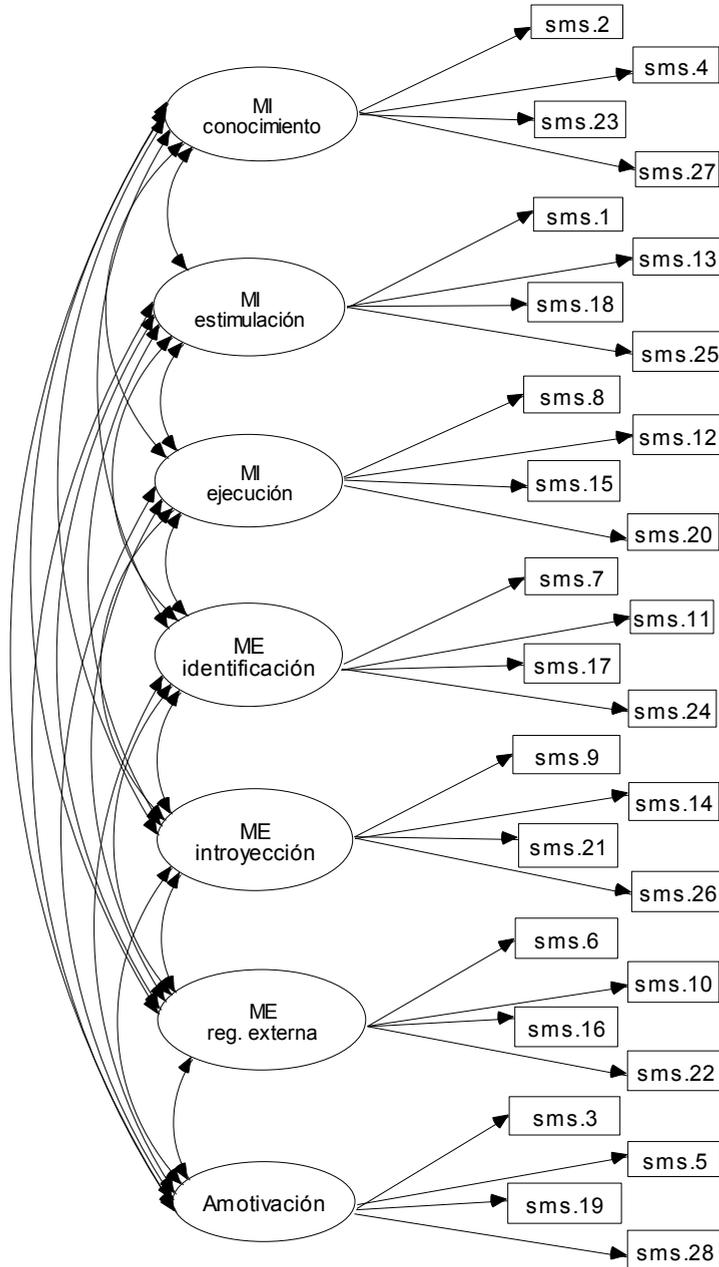


FIGURA 1. Estructura factorial de la SMS. \* Los errores no aparecen, por mayor claridad del modelo.

A continuación aplicamos procedimientos de “estimación de máxima verosimilitud” para medir la estructura factorial del SMS. Los resultados mostraron un ajuste de conjunto intermedio del modelo, sin poder afirmar que los resultados fueron totalmente satisfactorios. El test del Chi-cuadrado fue significativo  $\chi^2$  (329, N = 477) = 981.54,  $p < .000$ , mientras que otros índices como el NFI = .81; CFI = .87; TLI = .83; RMSEA = .07 obtuvieron resultados muy justos para ser aceptados directamente. Además, 11 ítems tuvieron varianzas explicadas menores de .40 (de los cuales diez oscilaron entre .24 y .38 y sólo el ítem 24, alcanzó una varianza explicada mucho menor (.07). Eliminando este ítem del cuestionario los resultados no difirieron en gran medida, con  $\chi^2$  (303, N = 484) = 939.81,  $p < .000$ ; NFI = .82; CFI = .87; TLI = .84; RMSEA = .07.

Siguiendo el razonamiento seguido por Martens y Webber (2002), la falta de ajuste pudo ser debida a la relación entre el tamaño de la muestra y los parámetros estimados. En general es deseable una proporción de 10:1 entre el tamaño de la muestra y los parámetros estimados (Ullman, 1996). Para el presente análisis, la división de los 477 sujetos la muestra por los 105 parámetros estimados llevó a una ratio de 4.5:1 que es considerablemente más pequeña. Así pues, cuando el análisis indica un ajuste de conjunto no concluyente, puede ser útil para los investigadores analizar los componentes del modelo por separado para determinar las fuentes de error. Para ello utilizamos un “piecewise approach” (Bollen, 1989). Para este análisis consideramos, siguiendo a Martens y Webber (2002) la MI, ME y la amotivación. Dividiendo el modelo de esta manera obtuvimos una ratio más adecuada entre el tamaño de la muestra y los parámetros estimados.

Los resultados de cada componente por separado fueron mejores que los obtenidos para el modelo completo, sin embargo los índices obtenidos para la MI y la ME no fueron concluyentes. Estos fueron, para la MI:  $\chi^2$  (51) = 248.89,  $p < .001$ ; NFI = .89; CFI = .91; TLI = .87; RMSEA = .09. Para la ME:  $\chi^2$  (51) = 209.80,  $p < .000$ ; NFI = .85; CFI = .88; TLI = .82; RMSEA = .08. Finalmente, para la amotivación:  $\chi^2$  (2) = 9.739,  $p < .05$ ; NFI = .98; CFI = .99; TLI = .94; RMSEA = .09.

TABLA 1  
Análisis factorial confirmatorio del SMS

Subescala e ítem	Coefficiente estandarizado	Varianza explicada
<b>MI de conocimiento</b>		
2. Por el placer de saber más sobre el deporte que practico.	.60	.36
4. Por el placer de descubrir nuevas técnicas de entrenamiento.	.68	.46
23. Por el placer que siento cuando aprendo técnicas de entrenamiento que nunca había realizado anteriormente.	.78	.61
27. Por el placer de descubrir nuevas estrategias de ejecución.	.67	.45
<b>ME de estimulación</b>		
1. Por el placer de vivir experiencias estimulantes.	.49	.24
13. Por la sensación que tengo cuando estoy concentrado realmente en la actividad.	.73	.53
18. Por las intensas emociones que experimento cuando practico un deporte que me gusta	.62	.38
25. Porque me gusta el sentimiento de estar totalmente metido en la actividad.	.72	.53
<b>MI de ejecución</b>		
8. Porque me siento muy satisfecho cuando consigo realizar adecuadamente las técnicas de entrenamiento difíciles.	.68	.46
12. Por el placer que siento cuando mejoro alguno de mis puntos débiles.	.73	.54
15. Por la satisfacción que experimento cuando estoy perfeccionando mis habilidades.	.73	.53
20. Por el placer que siento mientras realizo ciertos movimientos difíciles.	.66	.43
<b>ME de identificación</b>		
7. Porque, en mi opinión, es una de las mejores formas de conocer gente.	.51	.26
11. Porque es una de las mejores formas de desarrollar otros aspectos de mí mismo/a	.72	.51
17. Porque es una buena forma de aprender cosas que me pueden ser útiles en otros aspectos de mi vida.	.55	.30
24. Porque es una de las mejores formas de mantener buenas relaciones con mis amigos.	.26	.07
<b>ME de introyección</b>		
9. Porque es absolutamente necesario practicar deporte para estar en forma	.67	.45
14. Porque debo practicar deporte para sentirme bien conmigo mismo/a.	.72	.51
21. Porque me sentiría mal si no me tomara el tiempo para practicarlo.	.52	.27
26. Porque debo hacer deporte con regularidad.	.66	.44
<b>ME de regulación externa</b>		
6. Porque me permite estar bien considerado por la gente que conozco.	.61	.37
10. Por el prestigio de ser buen deportista.	.60	.36
16. Porque las personas de mi alrededor piensan que es importante estar en forma.	.58	.34
22. Para mostrar a los demás lo bueno que soy en mi deporte.	.65	.43
<b>Amotivación</b>		
3. Solía tener buenas razones para practicarlo, pero ahora me pregunto si debo continuar haciéndolo.	.72	.51
5. Ya no lo sé, tengo la impresión de que soy incapaz de tener éxito en este deporte.	.80	.64
19. Ya no lo tengo claro, realmente no creo que mi sitio se encuentre en el deporte.	.73	.54
28. A menudo me digo a mí mismo que no puedo alcanzar las metas que me establezco	.61	.37

*Correlaciones entre las subescalas del SMS y revisión del análisis factorial confirmatorio.*

Para determinar si el CAD se verificaba en nuestra muestra de deportistas, analizamos la matriz de correlaciones de los factores latentes de la SMS. Si se verificaba el continuo, las subescalas adyacentes deberían tener una alta correlación positiva, que debería ir disminuyendo a medida que las subescalas se encontraran más alejadas. Tomados en conjunto, los resultados apoyaron la hipótesis del CAD (Tabla 2).

TABLA 2  
Correlaciones entre los factores latentes del SMS

	MI conocimiento	MI estimulación	MI ejecución	ME identificación	ME introyección	ME reg. externa	Amotivación
MI conocimiento	-						
MI estimulación	.89***	-					
MI ejecución	.86***	.93***	-				
ME identificación	.75***	.83***	.83***	-			
ME introyección	.50***	.64***	.56***	.66***	-		
ME reg. externa	.43***	.53***	.45***	.65***	.73***	-	
Amotivación	-.27***	-.29***	-.24***	-.13*	.02	.22***	-

\* p< .05; \*\* p< .01; \*\*\*p<.001.

Las altas correlaciones existentes entre las subescalas de MI (.89; .86; .93) indican la existencia de fuertes relaciones entre las tres subescalas y nos llevaron a plantearnos, como ya sugerían Martens y Webber (2002), si realmente se trata de factores diferenciados. Nos planteamos la hipótesis de la existencia de un solo factor referido a la MI y planteamos un análisis factorial confirmatorio de un solo factor con todos los ítems de MI, obteniendo un coeficiente  $\alpha$  igual a .82. Teniendo en cuenta que los ítems 12 y 15 (de la MI de ejecución), 13 (de la MI de estimulación) y 23 (de la MI de conocimiento), fueron los que obtuvieron cargas factoriales más altas (entre .78 y .73), los seleccionamos para medir un único factor genérico de MI. Los resultados del análisis factorial de este factor indicaron un muy buen ajuste de conjunto:  $\chi^2(2) = 2.15$ ,  $p = .34$ .; NFI = 1.00.; CFI = 1.00.; TLI = 1.00; RMSEA = .01. En función de esta reducción de factores y de ítems, el análisis factorial del modelo completo simplificado indicó mejores índices de ajuste que el modelo completo:  $\chi^2(160) = 491.375$ ,  $p < .001$ .; NFI = .85; CFI = .89; TLI = .85; RMSEA = .07.)

Asimismo, el análisis correlacional sugiere que los distintos tipos de ME tienen implicaciones motivacionales diferentes. La ME de identificación presenta altas correlaciones tanto para los factores de MI como de ME, y una correlación negativa con la amotivación. La ME de introyección correlaciona positivamente con la MI y

los demás factores de la ME y no correlaciona con la amotivación. Por último la ME de regulación externa correlaciona negativamente con la MI y con los otros factores de la ME, pero correlaciona positivamente con la amotivación. Estos resultados sugieren que un análisis factorial conjunto de los factores de la ME no sea apropiado y que por lo tanto sea más adecuado analizar por separado cada uno de los factores de la ME. En el caso de la ME de identificación los resultados de ajuste fueron positivos:  $\chi^2(2) = 3.35$ ,  $p = .19$ ; NFI = .98; CFI = .99; TLI = .96; RMSEA = .04. Para la ME de introyección podríamos considerarlos como aceptables:  $\chi^2(2) = 7.34$ ,  $p = .03$ ; NFI = .96.; CFI = .97; TLI = .84; RMSEA = .12. Para finalizar, para la ME de regulación externa también fueron adecuados:  $\chi^2(2) = 1.68$ ,  $p = .43$ ; NFI = .99; CFI = 1.00; TLI = .99; RMSEA = .00.

TABLA 3  
Índices de ajuste de los AFC

Modelo	g.l.	$\chi^2$	NFI	CFI	TLI	RMSEA
Modelo completo (7 factores)	329	981.54***	.81	.87	.83	.07
MI (3 factores)	51	248.89***	.89	.91	.87	.09
ME (3 factores)	51	209.80***	.85	.88	.82	.08
Amotivación	2	9.739*	.98	.99	.94	.09
Modelo simplificado (4 factores)	160	491.38***	.85	.89	.85	.07
MI (1 factor)	2	2.15	1.00	1.00	1.00	.01
ME de identificación	2	3.35	.98	.99	.96	.04
ME de introyección	2	7.34*	.99	.97	.84	.12
ME de regulación externa	2	1.68	.99	1.00	.99	.00

\*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .001$ .

#### *Correlaciones con otras medidas de la motivación.*

Para completar el análisis de la validez de la versión española del SMS, correlacionamos las subescalas de éste cuestionario con dos subescalas de otra medida de la motivación, la Escala de Percepción de Éxito Deportivo (Roberts y Balagué, 1991) en la versión de Cervelló (1996). Estos autores consideraron la existencia de dos subescalas, la de motivación orientada a la tarea (M. tarea) y la de motivación orientada al ego (M. ego). Consideramos que la M. tarea se relacionaría fuerte y positivamente con la MI y que esta correlación disminuiría a medida que la motivación fuera más externa. Por el contrario, la M. ego se relacionaría fuerte y positivamente con la ME de regulación externa y esta relación disminuiría a medida que la motivación fuera más interna. La matriz de correlaciones apoyó la estructura factorial de la SMS. Las correlaciones de la M. ego con la motivación aumentaron a medida que se trataba de una motivación más externa, no correlacionando con la

amotivación. Por el contrario las correlaciones de la M. tarea disminuyen a medida que se trataba de una motivación más externa, no existiendo correlación con la ME de regulación externa. Además, se dio una correlación negativa de la M. tarea y la amotivación.

TABLA 4  
Correlaciones entre los factores del SMS

	MI conocimiento	MI estimulación	MI ejecución	ME identificación	ME introyección	ME reg. externa	Amotivación
MI conocimiento	.27**	.22**	.34**	.28**	.25**	.38**	.52**
Amotivación	.54**	.46**	.50**	.54**	.36**	.25**	.07

\*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ . Correlación ente M. ego y M. tarea = .455\*\*

#### DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Los resultados fueron bastante similares a los obtenidos en el análisis que Martens y Webber (2002) hicieron de la versión inglesa. El ajuste total del modelo no fue concluyente puesto que aunque el test del Chi-cuadrado fue significativo, los otros índices como el NFI, CFI, TLI y RMSEA obtuvieron valores que aunque estuvieron cercanos, no alcanzaron los valores límite considerados como satisfactorios (NFI, TLI, CFI superiores a .90, y RMSEA de .08 o inferiores), (Bentler, 1990; Bentler y Bonnet, 1980; Browne y Cudeck, 1993; Hu y Bentler, 1999). Los resultados del análisis de la MI, ME y amotivación por separado mostraron mejores índices de ajuste que para el modelo completo, siendo consistentes con los obtenidos por Martens y Webber (2002). Por otro lado, los resultados del análisis correlacional entre los factores latentes de la escala apoyó el CAD, de forma que las subescalas más próximas mostraron mayores correlaciones que la subescalas más alejadas. Asimismo, las subescalas de la SMS correlacionaron de forma consistente con la M. ego y M. Tarea, con correlaciones más altas entre la M. al ego y la ME, por un lado y la M. a la tarea y la MI, por otro.

La traducción al castellano de la escala, mostró problemas con el coeficiente  $\alpha$  de la ME de identificación, ya que estuvo por debajo de los  $\alpha$  del resto de factores, que sí fueron adecuados y similares a los obtenidos por Pelletier et al. (1995) y Martens y Webber (2002). A pesar de que al eliminar el ítem 24 obtuvo un valor de .62, todavía no alcanzó las puntuaciones iguales o superiores a .70 conseguidas por el resto de factores. Estos resultados muestran problemas en la comprensión de los ítems dentro de esta subescala (especialmente del ítem 24) y sugieren la necesidad de una reelaboración de su formulación.

La interpretación de las correlaciones entre los factores de la escala nos llevó a plantearnos dos cuestiones que podrían mejorar el ajuste de la escala. Por un lado,

contemplar un único factor de MI puesto que el factor constituido por los ítems más representativos obtuvo un coeficiente  $\alpha = .82$  y su análisis factorial indicó óptimos índices de ajuste. Además, la SMS simplificada con un único factor de MI, obtuvo valores de los índices de ajuste de conjunto superiores al modelo original.

Por otro lado, La realización de un análisis factorial confirmatorio por separado de los diferentes factores de la ME, puesto que sus correlaciones con la MI y la amotivación fueron diferentes. Este análisis mostró un adecuado ajuste de cada una de las subescalas. Como único índice que no obtuvo resultados adecuados encontramos que el RMSEA de la ME de identificación, que obtuvo un valor demasiado elevado (.12). Esta misma problemática fue encontrada por Martens y Webber (2002) en la amotivación, con un valor del RMSEA de .15. Estos autores indicaron el hecho de que al menos en parte este resultado podría ser debido a que el RMSEA es sensible al número de parámetros en el modelo (tendiendo a ser mayor cuanto menor número de parámetros se consideren), por lo que al analizar cada factor por separado sería lógico esperar mayores valores del RMSEA si el modelo no representa un perfecto ajuste a los datos.

En resumen, los resultados del análisis del modelo completo fueron muy similares a los obtenidos en la versión inglesa, apoyando relativamente la estructura factorial del modelo, siendo necesarios más estudios que profundicen en su análisis. Por otro lado, los resultados obtenidos sugieren la posibilidad de emplear una versión reducida de la escala con una única subescala de MI, puesto que en este caso sí se lograron adecuados índices de ajuste de conjunto. Coincidimos con Martens y Webber (2002) en la conveniencia de realizar estudios en los que se comparen escalas de motivación deportiva con los factores de MI integrados en uno solo, con escalas en las que se consideren por separado. También concluimos que, junto a la consideración de la MI como un único factor, convendría mejorar la formulación del ítem 24 para la validez y fiabilidad de la traducción al español de la SMS con deportistas de Secundaria.

## REFERENCIAS

- BENTLER, P.M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- BENTLER, P.M. Y BONNET, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- BOLLEN, K.A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley & Sons.
- 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 (EMS). *International Journal of Sport Psychology*, 26, 645-489.

- BROWNE, M.W. Y CUDECK, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- CERVELLÓ, E. (1996). *La motivación y el abandono deportivo desde la perspectiva de las metas de logro*. Tesis Doctoral. Valencia. Universitat de València.
- DECI, E.L. (1992). The relation of interest to the motivation of behaviour: A self-determination theory perspective. En K. Ann y S. Hidi et al. (Eds.), *The role of interest in learning and development* (pp. 43-70). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- DECI, E.L. Y RYAN, R.M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determinism in human behavior*, New Cork: Plenum Press.
- DECI, E.L. Y RYAN, R.M. (1991). A motivational approach to self: Integration in personality. En R. Dientsbier (Ed.), Nebraska symposium on motivation. Vol. 38. *Perspectives on motivation* (pp. 237-288). Lincoln, NE: University of Nebraska Press.
- HAMBLETON, R.K. (1996). Adaptación de tests para su uso en diferentes idiomas y culturas: fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas. En J. Muñoz (Coord.), *Psicomtería*. Madrid, Universitat.
- HARTER, S. (1978). Effectance motivation reconsidered. *Human Development*, 21, 34-64.
- HU, L. Y BENTLER, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.
- JÖRESKOG, K.G. Y SORBOM, D. (1989). *LISREL 7*. Chicago: Nacional Education Resources.
- LI, F. Y HARPER, P.H. (1996). Testing the simplex assumption underlying the sport motivation scale: A structural equation modeling análisis. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 67, 396-405.
- LÓPEZ, J.M.(2000). Estandarización de la Escala de Motivación en el Deporte (EMD) de Brière N.M., Vallerand, R.J., Blais, M.R. y Pelletier, L.G., en deportistas mexicanos. *Motricidad*, 6, 67-93.
- MUÑIZ, J. Y HAMBLETON, R.K. (1996). Directrices para la traducción y adaptación de los tests. *Papeles del Psicólogo*, 66, 63-70.
- 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 & Exercise Psychology*, 24, 254-270.
- PELLETIER, L.G., FORTIER, M.S., VALLERAND, R.J., TUSON, K.M., BRIERE, N.M. Y BLAIS, M.R. (1995). Toward a next measure of intrinsic motivation, extrinsic motivation, and amotivation in sports: The Sport Motivation Scale (SMS). *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 17, 331-340.
- ROBERTS, G. Y BALAGUE, G. (1991). The development and validation of the Perception of Success Questionnaire. *Paper presented at the FEPSAC Congress*, Cologne, Germany.
- RYAN, R.M. (1995). Psychological needs and the facilitation of integrative processes. *Journal of Personality*, 63, 397-428.
- RYAN, R.M. Y DECI, E.L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 54-67.

- RYAN, R.M., FREDERICK, C.M., LEPES, D., RUBIO, N., & SHELDON, K.M. (1997). Intrinsic motivation and exercise adherence. *International Journal of Sport Psychology*, 28, 335-354.
- ULLMAN, J.B. (1996). Structural equation modelling. In B.G. Tabachnick & L.S. Fidell, *Using multivariate statistics* (3rd ed., pp. 709-780). New York: HarperCollins.
- VALLERAND, R.J. (1997). Toward a Hierarchical Model of Intrinsic and Extrinsic Motivation. In M.O. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (vol. 29, pp. 271-360). New York, San Diego: Academic Press.
- VALLERAND, R.J. (2001). A Hierarchical Model of Intrinsic and Extrinsic Motivation in Sport and Exercise. En G. Roberts (Ed.), *Advances in motivation in sport and exercise*. Champaign, IL: Human Kinetics.
- VALLERAND, R.J. Y PERREAULT, S. (1999). Intrinsic and extrinsic motivation in sport: Toward a hierarchical model. En R. Lidor y Bar-Eli (Eds.), *Sport psychology: Linking theory and practice* (pp. 191-212). Morgantown, WV: Fitness Information Technology.
- VALLERAND, R.J. Y RATELE, C.F. (2002). Intrinsic and extrinsic motivation: A hierarchical model. En E.L. Deci y R.M. Ryan (Eds.), *The motivation and self-determination of behaviour: Theoretical and applied issues*. Rochester, NY: University of Rochester Press.
- WHITE, R.W. (1959). Motivation reconsidered: The concept of competence. *Psychological Review*, 66, 297-333.