

Propiedades psicométricas de la Escala de Motivación en el Deporte revisada (SMS-II) adaptada al español hablado en México
Psychometric properties of the revised Sport Motivation Scale (SMS-II) adapted to the Spanish spoken in Mexico

H. Antonio Pineda-Espejel, Edgar Alarcón, Zaida López-Ruiz, Marina Trejo, y Carlos Chávez

Universidad Autónoma de Baja California, Facultad de Deportes. Mexico

Resumen

El objetivo de este estudio fue examinar las propiedades psicométricas (estructura factorial, fiabilidad, validez de constructo) de una versión en español hablado en México de la Escala de Motivación en el Deporte revisada (SMS-II) compuesta por 18 ítems que miden seis factores de regulación conductual planteados por la teoría de la autodeterminación, y probar un modelo que permitiese evaluar la motivación autónoma y la motivación controlada. Participaron 279 deportistas de alto rendimiento con una edad promedio de 23.15 años ($DT = 5.58$), quienes respondieron a una versión en español hablado en México de la SMS-II. Los resultados apoyaron el modelo de seis factores de primer orden (motivación intrínseca, regulación integrada, regulación identificada, regulación introyectada, regulación externa, y desmotivación) tras la eliminación de un ítem; y los datos de consistencia interna superaron o estuvieron al límite de los criterios de uso en cinco factores. Cuando las regulaciones motivacionales se combinaron para conformar un modelo trifactorial, dos de sus factores de segundo orden (motivación autónoma y motivación controlada) más un factor de primer orden (desmotivación), se soportó dicho modelo, y la consistencia interna de los factores fue adecuada. En conclusión se ofrece validez factorial y de constructo de esta versión en español hablado en México de la Escala de Motivación en el Deporte revisada con la exclusión un ítem, y puede utilizarse para la medición de la motivación controlada y autónoma en el deporte de alto rendimiento, aunque se requiere de mayor estudio para mejorar el instrumento.

Palabras clave: fiabilidad; motivación; validez; autodeterminación.

Abstract

The aim of this study was to analyze the psychometric properties (factorial structure, reliability, construct validity) of a Mexican Spanish version of the revised Sport Motivation Scale (SMS-II), which is composed of 18 items that measure six factors of behavioral regulation. Such factors were suggested by the Self-determination Theory in order to prove a model that allows the assessment of Autonomous and Controlled Motivation. The study involved 279 high performance athletes with an average age of 23.15 years old ($SD = 5.58$), who answered the Mexican Spanish Version of the SMS-II. After eliminating one of the items, the results supported the six major factor model (intrinsic motivation, integrated regulation, identified regulation, introjected regulation, external regulation and amotivation); and the internal consistent data exceeded or were under the limit of the usage criteria in five of the factors. After the motivational regulations were combined in order to form a three-factor model, two of the minor factors (autonomous and controlled motivation) plus one major factor (amotivation), such model was supported and the internal consistency of the factors was appropriate. In conclusion, the Mexican Spanish version of the SMS-II offers factorial structure and construct validity, excluding one of the items. Thus, it can be used for assessing autonomous and controlled motivation in elite athletes, even though further research shall be conducted to improve this instrument.

Key words: reliability; motivation; validity; self-determination.

Correspondencia/correspondence: H. Antonio Pineda-Espejel
Universidad Autónoma de Baja California, Facultad de Deportes. Mexico
Email: antonio.pineda@uabc.edu.mx

Introducción

Medir la motivación en el deporte, es importante debido a que existen diferentes tipos de motivación, mismos que actúan como predictores del rendimiento, la relación y los resultados de bienestar (Deci y Ryan, 2008), de manera que, el conocimiento de los distintos motivadores que impulsan a los deportistas a participar, pueden apoyar en obtener un mejor rendimiento. Desde la teoría de la autodeterminación (TAD; Deci y Ryan, 1985, 2000), una macroteoría de la motivación humana, se asume que las personas están naturalmente auto-motivadas para perseguir activamente sus metas, sin embargo, también tienen una vulnerabilidad hacia la pasividad (Ryan y Deci, 2000).

La TAD plantea que las personas poseen distintos niveles de motivo (cuánto motivo) y de orientación (qué tipo de motivo), es decir que la motivación manifiesta un por qué de la conducta (Ryan y Deci, 2000). Por lo anterior, la TAD considera la dicotomía básica de motivación intrínseca/extrínseca como insuficiente (Ryan y Deci, 2002), y en su lugar adopta una conceptualización multidimensional de motivación (Marklnad y Tobin, 2004); la razón es que la acción motivada extrínsecamente puede variar en su grado de autonomía (Deci y Ryan, 1991).

Así, se plantea un continuo de autodeterminación que va de formas controladas (menos autodeterminadas) a formas autónomas (más autodeterminadas) de regulación de la conducta (Deci y Ryan, 1985,2000; Ryan y Deci, 2000). Dentro del continuo se tienen la desmotivación, que alude a la ausencia de motivación; la regulación externa, cuyas fuerzas que pueden mover al deportista para actuar en su deporte son la presión externa o la conformidad; la regulación introyectada, en la que los deportistas entrenan por autocontrol, orientación al ego, premios internos y/o castigos; la regulación identificada, que alude a participar por la importancia personal, elección y valoración de la actividad; la regulación integrada, refiere a participar en congruencia y armonía consigo mismo y con otras actividades en su vida; y la motivación intrínseca, que refleja interés, curiosidad, disfrute y satisfacción por la actividad.

En línea con la TAD, se desarrolla un enfoque que integra los anteriores tipos de regulación de la motivación para formar los índices globales de motivación autónoma, compuesto por el promedio de la motivación intrínseca y las regulaciones integrada e identificada; y de motivación controlada, compuesta por el promedio de las regulaciones introyectada y externa (Pelletier y Sarrazin, 2007; Ryan y Deci, 2000). De forma que la distinción entre conductas autónomas y controladas tiene ramificaciones por la cualidad de la acción y la experiencia (Deci y Ryan, 1987).

Para determinar los procesos que motivan a las personas a participar en un deporte a lo largo del tiempo, es esencial diseñar y validar instrumentos de medición. Al respecto, para medir cómo los deportistas regulan su conducta dentro del continuo de motivación, Brière, Vallerand, Blais y Pelletier (1995) diseñaron l'Échelle de Motivation dans les Sports (EMS) en la que distinguieron tres tipos de motivación intrínseca (motivación intrínseca al conocimiento, motivación intrínseca para conseguir cosas, y motivación intrínseca para experimentar estimulación), y de la que no emergió la regulación integrada como factor latente. De esta escala se desprendió la Sport Motivation Scale (SMS; Pelletier y col., 1995). En ambas versiones se omitieron los ítems para medir la regulación integrada, lo que es inconsistente con la TAD.

Algunos estudios no apoyaron la estructura factorial de la SMS (e.g. Hodge, Allen y Smellie, 2008; Mallett, Kawabata, Newcombe, Otero-Forero y Jackson, 2007; Martens y Webber, 2002; Standage, Duda y Ntoumanis, 2003); entre las deficiencias se encuentran la baja validez discriminante para las subescalas de motivación intrínseca, y baja consistencia interna de varias subescalas. Esta última deficiencia también se observó en la versión en español (Balaguer, Castillo y Duda, 2007) donde las regulaciones introyectada e identificada mostraron valores de alfa menores a .70. Después, Mallett y colaboradores (2007) diseñaron la SMS-6 con la intención de mejorar las deficiencias de la SMS, sin embargo hay pruebas de pobre fiabilidad para el factor de regulación identificada (e.g. Pope y Wilson, 2012). Posteriormente Lonsdale, Hodge y Rose (2008) desarrollaron la Behavioural Regulation in Sport Questionnaire (BRSQ) que incluye la medición de la regulación integrada; de la que su adaptación al español (Viladrich, Torregrosa y Cruz, 2011) mostró pobre fiabilidad para la subescala de regulación externa.

Pelletier, Rocchi, Vallerand, Deci y Ryan (2013) en busca de mejorar la SMS desarrollaron la revised Sport Motivation Scale (SMS-II) como una alternativa de medición. En palabras de estos autores, la SMS-II mejora las deficiencias de la SMS, concluyendo que la SMS-II resulta mejor instrumento que la escala original porque incluye la medición de la regulación integrada. Dicho instrumento ha mostrado buena fiabilidad para sus subescalas (e.g. Kaliush, 2014), aunque Beddoes (2014) evidenció pobre consistencia interna para los factores de regulación introyectada y desmotivación. Sin embargo, hasta ahora no se ha abordado su adaptación al idioma español.

Por otro lado, se ha revelado un patrón organizado de correlaciones entre los diferentes tipos de motivación (Ryan y Conell, 1989). Los tipos de regulación que son adyacentes dentro del continuo fueron altamente y positivamente relacionados, mientras que aquellos que son más separados del continuo fueron relacionados más débilmente o negativamente correlacionados (Ryan y Deci, 2007). En el análisis de la SMS-II las correlaciones no apoyaron estrictamente la estructura simple hipotetizada, por ejemplo, la relación entre regulación introyectada y regulación integrada fue más fuertemente significativa que la relación entre regulación introyectada y la regulación identificada. Estos hallazgos sugieren que la SMS-II no diferencia claramente entre los conceptos de la regulación identificada e introyectada (Lonsdale, Hodge, Hargreaves y Ng, 2014). Además la SMS-II tiene claros problemas en las mediciones asociadas con los puntajes de la regulación identificada e integrada, y su relación con la motivación controlada (Lonsdale y col., 2014).

En palabras de Pelletier y colaboradores (2013) la SMS-II es un proceso en curso, por lo que se necesita que los investigadores continúen el proceso de evaluación psicométrica y hagan las revisiones que sean necesarias. Además, es importante replicar los resultados previos obtenidos en la investigación científica (Neuliep y Crandall, 1993) para comprobar si una asociación se ha producido fortuitamente o se manifiesta de forma consistente (Bollen, 1989).

Con base en lo anterior, el objetivo de este estudio fue examinar las propiedades psicométricas (estructura factorial, fiabilidad, validez de constructo) de una versión en español hablado en México de la Escala de Motivación en el Deporte revisada (SMS-II) a través de los índices de bondad de ajuste de dos modelos factoriales alternativos. El primero prueba la estructura hipotetizada de seis factores de primer orden: motivación intrínseca, regulación integrada, regulación identificada, regulación introyectada, regulación externa, y desmotivación. Siguiendo los supuestos de la TAD, el segundo modelo pone a prueba una estructura de tres factores, dos de ellos de segundo orden (motivación autónoma y motivación controlada), manteniendo la desmotivación como factor de primer orden.

Método

Participantes

Mediante muestreo intencional participaron 279 deportistas mexicanos de ambos géneros (143 hombres y 131 mujeres; cinco no informaron su género) de alto rendimiento, con una edad promedio de 23.15 años ($DT = 5.58$). Todos ellos competidores en los XXII Juegos Centroamericanos y del Caribe 2014, y fueron practicantes de deportes de conjunto (e.g. béisbol, polo acuático, softbol) y de deportes individuales (e.g. boxeo, esgrima, gimnasia artística, natación, saltos ornamentales). Informaron una antigüedad de entrenamiento de 11.12 años ($DT = 5.15$), y entrenaban en promedio 5.15 horas a la semana ($DT = 1.14$).

Instrumento

Se utilizó la Escala de Motivación en el Deporte revisada (SMS-II; Pelletier y col., 2013), la cual se compone de 18 ítems que responden a la pregunta inicial “¿Por qué practicas tu deporte?”, y están divididos en seis subescalas de primer orden, cada una con tres ítems que miden las regulaciones motivacionales situadas en el continuo de la autodeterminación: desmotivación (e.g. “No lo tengo claro; en realidad no creo que mi lugar esté en este deporte”), regulación externa (e.g. “Porque pienso que otros me desaprobarían si no lo hiciera”), regulación introyectada (e.g. “Porque no me sentiría valioso o importante si no lo practicara”), regulación identificada (e.g. “Porque he elegido este deporte como una forma para desarrollarme”), regulación integrada (e.g. “Porque el practicar deportes refleja la esencia de quien soy”), y motivación intrínseca (e.g. “Porque es muy interesante aprender cómo puedo mejorar”). Las respuestas se recogen en una escala tipo Likert de siete puntos que oscila desde *no corresponde en absoluto conmigo* (1) hasta *corresponde exactamente conmigo* (7). En línea con la TAD (Deci y Ryan, 2000), los factores de primer orden pueden agruparse en tres factores, dos de ellos de segundo orden: motivación autónoma que se compone del promedio de motivación intrínseca, regulación integrada y la regulación identificada; y motivación controlada que se compone del promedio de las regulaciones externa e introyectada; y finalmente se mantiene la desmotivación.

Procedimiento

Para adaptar la SMS-II al idioma español hablado en México, se empleó la estrategia de traducción inversa (Hambleton, 1996), y las directrices para la traducción y adaptación de tests de unas culturas a otras (Balluerka, Gorostiaga, Alonso-Arbiol y Haranburu, 2007; Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013). Para este proceso los ítems del instrumento fueron traducidos del inglés al español, de forma independiente, por tres mexicanos. Se trabajaron las discrepancias de la traducción hasta desarrollar una primera versión del inventario en español. Posteriormente la versión inicial se tradujo al inglés y se compararon las dos versiones. Previo a la obtención de la versión definitiva de la Escala de Motivación en el Deporte revisada, se realizó una prueba piloto con 20 deportistas de alto rendimiento con el fin de observar la comprensión de la totalidad de los ítems e instrucciones.

La presente investigación se realizó de acuerdo con las directrices éticas propuestas por la American Psychological Association (APA). Antes de proceder a la recolección de datos, se solicitó la autorización a la Dirección General y a la Subdirección Técnico Deportiva de los XXII Juegos Centroamericanos y del Caribe 2014. Se contó con el apoyo de la Subdirección de Servicios Médicos y Control de Dopaje para el acceso a los recintos deportivos; así los datos se recabaron en la sede Veracruz-Boca del Río del 15 al 21 de noviembre dentro de las instalaciones de competición durante las sesiones de entrenamiento.

El primer contacto personal fue con los entrenadores para solicitar su autorización para que participaran sus deportistas en el estudio. Para el caso de los deportistas menores de edad, el consentimiento de participación fue solicitado al entrenador o delegado del equipo. La aplicación de los cuestionarios se realizó en presencia de dos encuestadores que ayudaron a los participantes en el caso de que existiera alguna duda en la comprensión de algún ítem. Igualmente se les explicó que responder a los cuestionarios, suponía aceptar la participación voluntaria en la investigación, y se les informó del anonimato de los datos recogidos.

Análisis

Análisis preliminares de normalidad, descriptivos y de fiabilidad (alfa de Cronbach) se efectuaron con el programa SPSS 22.0. Después se llevaron a cabo Análisis Factoriales Confirmatorios (AFCs) con el programa LISREL 8.80 (Jöreskog y Sörbom, 2006). En línea con las recomendaciones de Chou, Bentler y Satorra (1991), los AFCs fueron realizados con el procedimiento de estimación de Máxima Verosimilitud robusta (MLR). Este método corrige la falta de normalidad en la distribución de los datos (Bentler, 2007) y produce resultados más exactos (Chou y Bentler, 1995).

Como el χ^2 es susceptible al tamaño de la muestra, el ajuste del modelo se basó en la consideración de otros índices de ajuste incrementales como el índice de ajuste no normativo (NNFI), el índice de ajuste comparativo (CFI), y la raíz del promedio del error de aproximación (RMSEA). Para el CFI y NNFI valores iguales o mayores a .95 indican excelente ajuste, y valores iguales o menores que .08 para el RMSEA son considerados aceptables (Hu y Bentler, 1999). Las matrices input fueron la de covarianzas y la de covarianzas asintóticas. Los ítems fueron considerados para su eliminación si su peso factorial era menor de .40 (Mullan, Markland e Ingledew, 1997).

Para evaluar las diferencias entre el ajuste de modelos alternativos, se ha sugerido que diferencias iguales o inferiores a .01 entre valores de NNFI (Δ NNFI; Widaman, 1985) y entre valores de CFI (Δ CFI; Cheung y Rensvold, 2002), indican diferencias prácticas irrelevantes entre los modelos comparados. Por su parte, Chen (2007) sugirió que incrementos en el valor de RMSEA inferiores a .015 entre modelos alternativos, indican diferencias irrelevantes.

Resultados

Los resultados descriptivos, correlacionales y de fiabilidad se presentan en la Tabla 1. Los valores de alfa de Cronbach calculados para cada subescala se encontraron por encima del límite aceptable para las escalas de dominio psicológico ($\alpha > .70$; Nunnally, 1978) a excepción de las subescalas de desmotivación y regulación introyectada. No obstante, la subescala de no motivación, dada la cercana proximidad del alfa de Cronbach al criterio de .70 y su relevancia teórica, fue mantenida en el presente estudio. Respecto al factor de regulación introyectada, el análisis de fiabilidad sugirió eliminar el ítem 16 dado que no cumplió los criterios de una correlación interítem entre $r = .20$ y $r = .70$, y un mínimo de correlación ítem total corregida de $r = .30$ (Kidder y Judd, 1986), ya que se situó en .18. Además su eliminación implicaría un aumento del alfa a .51.

Tabla 1. Resultados descriptivos, de normalidad, matriz de correlación de Spearman, y fiabilidad de las subescalas de primer orden de la Escala de Motivación en el Deporte revisada (SMS-II)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---------------------------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|
| 1 Motivación intrínseca | (.76) | | | | | |
| 2 Regulación integrada | .68** | (.73) | | | | |
| 3 Regulación identificada | .68** | .76** | (.74) | | | |
| 4 Regulación introyectada | .38** | .38** | .40** | (.51) | | |
| 5 Regulación externa | -.05 | -.11 | -.10 | .40** | (.75) | |
| 6 Desmotivación | -.29** | -.35** | -.32** | .12* | .48** | (.68) |
| Media | 5.49 | 5.57 | 5.70 | 4.25 | 2.63 | 2.24 |
| Desviación Típica | 1.30 | 1.32 | 1.24 | 1.33 | 1.53 | 1.38 |
| Z | .15** | .14** | .17** | .10** | .13** | .18** |

Nota: ** $p < .01$; * $p < .05$. La fiabilidad (alfa de Cronbach) aparece en la diagonal entre paréntesis; Z (prueba de normalidad Kolmogorov-Smirnov)

Análisis factorial confirmatorio

El primer modelo (Modelo 1) puso a prueba los seis factores de primer orden hipotetizados: motivación intrínseca, regulación integrada, regulación identificada, regulación introyectada, regulación externa, y desmotivación. Éste mostró índices de ajuste aceptables (Tabla 2), no obstante, el ítem 16 (“Porque me siento mejor conmigo mismo cuando entreno”) tuvo un bajo peso factorial ($\lambda = .16$, $p < .05$), de forma que al saturar por debajo del criterio ($\lambda > .40$; Mullan y col., 1997), aunado al resultado del análisis de fiabilidad que sugirió eliminar este mismo ítem, se puso a prueba un modelo alternativo eliminando el ítem 16 (Modelo 1A). El ajuste de este modelo alternativo fue excelente, y al comparar los índices de ajuste incrementales entre el modelo con todos los ítems (Modelo 1) y el modelo alternativo sin el ítem 16 (Modelo 1A) los resultados indicaron diferencias prácticas significativas, siendo el modelo alternativo (Modelo 1A) en el que mejor ajustaron los datos recabados a la realidad (Tabla 2). Para el modelo alternativo todos los ítems saturaron significativamente (Tabla 3).

El segundo modelo (Modelo 2) puso a prueba tres factores, dos de ellos de segundo orden que son motivación autónoma (ítems 3, 4, 6, 9, 11, 12, 14, 17, y 18) y motivación controlada (ítems 1, 5, 7, 8, y 15), manteniendo la desmotivación como factor de primer orden. Dicho modelo mostró un excelente ajuste (Tabla 2). Las saturaciones factoriales de los ítems fueron significativas ($p < .01$), y oscilaron entre .68 y .86 para la motivación autónoma, entre .34 y .76 para la motivación controlada, y entre .60 y .98 para la desmotivación. Dado que el ítem 1 saturó por debajo del criterio ($\lambda = .34$, $p < .01$), se puso a prueba un modelo alternativo (Modelo 2A) en el que se eliminó dicho ítem. Los resultados reflejaron muy buen ajuste, y al comparar estos índices de ajuste incrementales con los del Modelo 2, las diferencias fueron triviales (Tabla 2), por lo que se puede optar por el Modelo 2 que incluye el ítem 1 dada su alta significación y peso factorial cercano al criterio, y porque así se mantendría la existencia del factor regulación introyectada que ayude a conformar el índice de motivación controlada y así ser consistentes con la teoría, puesto que la eliminación de dicho ítem dejaría con un solo ítem a tal factor.

Dentro del Modelo 2 la motivación autónoma se relacionó negativamente con la motivación controlada ($\phi = -.21$, $p < .01$) y con la desmotivación ($\phi = -.57$, $p < .01$); la motivación controlada se relacionó positivamente con la desmotivación ($\phi = .71$, $p < .01$). Al comparar los índices de ajuste incrementales entre el Modelo 2 y el Modelo 1A, las diferencias prácticas fueron irrelevantes (Tabla 2), por lo que se puede optar por el más parsimonioso. En

suma, la fiabilidad para los factores de segundo orden fue adecuada, siendo los valores de alfa de .88 para motivación autónoma, y de .75 para motivación controlada.

Tabla 2. Índices de bondad de ajuste de los modelos puestos a prueba para la Escala de Motivación en el Deporte revisada (SMS-II)

| | S-B χ^2 | g.l. | RMSEA (IC 90%) | NNFI | CFI | Δ RMSEA | Δ NNFI | Δ CFI |
|-----------|--------------|------|------------------|------|------|----------------|---------------|--------------|
| Modelo 1 | 306.557** | 120 | .081 (.070-.092) | .960 | .969 | | | |
| Modelo 1A | 202.126** | 104 | .063 (.050-.072) | .975 | .981 | .024 | .015 | .012 |
| Modelo 2 | 258.536** | 116 | .072 (.060-.084) | .968 | .972 | .009 | .007 | .009 |
| Modelo 2A | 221.504** | 101 | .071 (.058-.083) | .971 | .976 | .001 | .003 | .004 |

Nota: ** $p < .01$; g.l. = grados de libertad; IC = intervalo de confianza. Modelo 1 (modelo de seis factores de primer orden); Modelo 1A (modelo de seis factores de primer orden sin el ítem 16); Modelo 2 (modelo trifactorial sin el ítem 16); Modelo 2A (modelo trifactorial sin los ítems 1 y 16)

Tabla 3. Descriptivos, saturaciones factoriales y errores de los ítems de la Escala de Motivación en el Deporte revisada (SMS-II)

| Ítem | M | DT | Asimetría | Curtosis | λ | δ |
|--|------|------|-----------|----------|-----------|----------|
| <i>Motivación intrínseca</i> | | | | | | |
| 3. Porque es muy interesante aprender cómo puedo mejorar. | 5.38 | 1.59 | -0.95 | 0.15 | .73 | .47 |
| 9. Porque me resulta agradable descubrir nuevas estrategias de entrenamiento. | 5.21 | 1.68 | -0.82 | -0.06 | .79 | .38 |
| 17. Porque me produce placer el aprender más acerca de mi deporte. | 5.98 | 1.35 | -1.47 | 1.61 | .85 | .27 |
| <i>Regulación integrada</i> | | | | | | |
| 4. Porque el practicar deportes refleja la esencia de quien soy. | 5.71 | 1.54 | -1.29 | 0.90 | .72 | .48 |
| 11. Porque participar en el deporte es parte integral de mi vida. | 5.92 | 1.46 | -1.30 | 0.82 | .86 | .26 |
| 14. Porque a través del deporte, estoy viviendo acorde con mis principios más profundos. | 5.39 | 1.67 | -0.91 | -0.02 | .71 | .49 |
| <i>Regulación identificada</i> | | | | | | |
| 6. Porque me pareció que es una buena forma para desarrollar los aspectos que valoro de mí mismo. | 5.41 | 1.58 | -1.01 | 0.43 | .74 | .45 |
| 12. Porque he elegido este deporte como una forma para desarrollarme. | 5.90 | 1.42 | -1.60 | 2.38 | .85 | .27 |
| 18. Porque es una de las mejores formas que he elegido para desarrollar otros aspectos de mí mismo. | 6.03 | 1.26 | -1.56 | 2.49 | .74 | .46 |
| <i>Regulación introyectada</i> | | | | | | |
| 1. Porque me sentiría mal conmigo mismo si no me tomara el tiempo para hacerlo. | 3.96 | 2.23 | 0.01 | -1.52 | .44 | .71 |
| 7. Porque no me sentiría valioso o importante si no lo practicara. | 3.04 | 2.04 | 0.61 | -0.94 | .79 | .37 |
| <i>Regulación extrínseca</i> | | | | | | |
| 5. Porque la gente que me importa se molestaría conmigo si no lo hiciera. | 2.35 | 1.81 | 1.17 | 0.07 | .78 | .39 |
| 8. Porque pienso que otros me desaprobaban si no lo hiciera. | 2.34 | 1.82 | 1.24 | 0.27 | .95 | .09 |
| 15. Porque la gente que me rodea me recompensa cuando practico. | 3.37 | 2.05 | 0.35 | -1.22 | .58 | .66 |
| <i>Desmotivación</i> | | | | | | |
| 2. Solía tener buenas razones para practicar este deporte, pero ahora me pregunto si debería continuar haciéndolo. | 2.68 | 1.95 | 0.86 | -0.63 | .70 | .64 |
| 10. Ya no lo sé, tengo la impresión de que no soy capaz de tener éxito en este deporte. | 2.15 | 1.79 | 1.56 | 1.35 | .96 | .42 |
| 13. No lo tengo claro; en realidad no creo que mi lugar esté en este deporte. | 1.91 | 1.59 | 1.81 | 2.31 | .98 | .04 |

Nota: Todos los parámetros están estandarizados. M (media); DT (desviación típica); λ (peso factorial del ítem); δ (varianzas error)

Validez de constructo

Después, Mallett y colaboradores la matriz de correlación Phi, puesto que se consideran estas correlaciones como una representación real de las asociaciones entre las variables latentes. La Tabla 4 muestra que el patrón simple del continuo de autodeterminación a nivel contextual fue soportado parcialmente en este estudio, ya que la desmotivación se relacionó negativamente y con más fuerza con la regulación integrada ($r = -.63, p < .01$) que con la motivación intrínseca ($r = -.50, p < .01$).

Por otro lado, la matriz de correlación Phi (Tabla 4) no confirmó la validez discriminante entre los factores más adyacentes de la motivación autónoma, y entre los factores de regulación externa y regulación introyectada de la motivación controlada, ya que se acepta ampliamente que la validez discriminante puede ser establecida cuando las correlaciones entre los factores están por debajo de .85 (Kline, 2005).

Tabla 4. Matriz de correlaciones Phi de las subescalas de primer orden de la Escala de Motivación en el Deporte revisada (SMS-II)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---------------------------|--------|--------|--------|-------|-------|
| 1 Motivación intrínseca | | | | | |
| 2 Regulación integrada | .94** | | | | |
| 3 Regulación identificada | .87** | .98** | | | |
| 4 Regulación introyectada | .03 | .02 | .17 | | |
| 5 Regulación externa | -.13 | -.31** | -.24** | .91** | |
| 6 Desmotivación | -.50** | -.63** | -.52** | .44** | .74** |

** $p < .01$

Discusión

Con el objetivo de examinar las propiedades psicométricas (estructura factorial, fiabilidad, validez de constructo) de una versión en español hablado en México de la Escala de Motivación en el Deporte revisada (SMS-II), se analizaron dos modelos factoriales alternativos a través de los índices de bondad de ajuste.

Los resultados confirman la estructura de seis factores de primer orden (motivación intrínseca, regulación integrada, regulación identificada, regulación introyectada, regulación externa, y desmotivación), así como la estructura trifactorial donde dos de sus factores son de segundo orden; en ambos casos tras la eliminación del ítem 16 perteneciente al factor regulación introyectada, esto de acuerdo con las consideraciones estadísticas tales como los resultados ofrecidos por el análisis de fiabilidad, y su bajo peso factorial.

Las diferencias de los índices de ajuste incrementales entre el modelo de seis factores de primer orden y el modelo trifactorial sugieren que se puede utilizar el modelo más parsimonioso para la medición de los tipos de motivación en el deporte. No obstante, el modelo de seis factores de primer orden presenta debilidades y fortalezas. En primer lugar las subescalas de desmotivación y regulación introyectada muestran baja consistencia interna, lo que puede deberse al bajo número de ítems que las componen (tres ítems, y dos ítems después de eliminar el ítem 16, respectivamente), porque el valor de alfa de Cronbach es relacionado positivamente al reducido número de ítems (Hair y col., 2006).

Sin embargo, el factor desmotivación puede mantenerse dado que coeficientes alfas de 0.60 pueden ser considerados aceptables en el caso de escalas conformadas por un bajo número de ítems (Hair, Black, Babin, Anderson y Tatham, 2006). En contraste, el factor de regulación introyectada merece atención en la revisión de los ítems que lo conforman ya que su fiabilidad es cuestionable. Cabe mencionar que la baja fiabilidad de ambas subescalas

concuera con el estudio de Beddoes (2014) utilizando la versión en inglés de la SMS-II con una muestra de estudiantes adolescentes que entrenaban con pesas.

Respecto a los ítems del factor regulación introyectada, Assor, Vansteenkiste y Kaplan (2009) posicionaron que la regulación introyectada puede ser bifurcada en dos subtipos, en los que la conducta puede ser regulada, por un lado, con una experiencia de presión interna para evitar sentimientos negativos como vergüenza o ansiedad, caso de los ítems 1 y 7; o contrariamente para aproximarse a sentimientos positivos como satisfacción, orgullo o enaltecimiento, caso del ítem 16. Esta distinción subraya la importancia de diseñar instrumentos de dominios específicos que incorporen un balance de ítems tanto de aproximación, como de evitación de la regulación, lo cual se asoma como una futura línea de investigación de la Escala de Motivación en el Deporte revisada.

En segundo lugar, respecto a la validez de constructo, el patrón simple del continuo de autodeterminación en el nivel contextual es soportado parcialmente, dado que constructos que están cercanos dentro del continuo de autodeterminación son más fuerte y positivamente relacionados; y constructos ubicados en polos opuestos del continuo reflejan fuerte correlación negativa. Esto es, las subescalas adyacentes como la motivación intrínseca y regulación integrada, regulación integrada y regulación identificada, tuvieron correlaciones positivas y altas; mientras que las subescalas de los polos opuestos del continuo, como motivación intrínseca y desmotivación, presentaron fuerte correlación negativa, aunque la correlación más alta no se dio entre los factores antes mencionados, sino entre los factores de regulación integrada y desmotivación. Aun así esta adaptación evidencia mejores resultados para la validez de constructo en comparación con la versión original de Pelletier y colaboradores (2013).

De lo anterior, Gené y Latinjak (2014), con otro instrumento para medir las regulaciones motivacionales, mostraron que con deportistas de elite no se cumplió la estructura simple hipotetizada. Esto apoya la falta de una manifestación estricta del patrón simple del continuo de autodeterminación en este estudio. Por otra parte, contrario a lo apuntado por Lonsdale y colaboradores (2014), esta adaptación al español hablado en México refleja que sí diferencia entre los conceptos de regulación identificada y regulación introyectada, y que los puntajes de regulación identificada y regulación integrada no se relacionan positivamente con la motivación controlada.

En tercer lugar, la alta correlación entre motivación intrínseca y regulación integrada no confirma que los ítems que los componen discriminen entre ambos factores, puesto que se acepta ampliamente que la validez discriminante puede ser establecida cuando las correlaciones entre los factores están por debajo de .85 (Kline, 2005). Estos hallazgos sugieren que con esta muestra no se diferencia claramente entre los conceptos de motivación intrínseca, y regulación integrada. Lo mismo se presenta entre los ítems de motivación intrínseca y regulación identificada, y entre los ítems de regulación integrada y regulación identificada.

De esta forma, la versión en español hablado en México reproduce los resultados obtenidos en la versión original, incluso concuerda con indicios semejantes en estudios previos con la SMS (e.g. Hodge y col., 2007; Mallett y col., 2007; Standage y col., 2003), los cuales no apoyaron la validez discriminante entre las tres motivaciones intrínsecas (que mide la SMS) y la regulación identificada, puesto que los coeficientes de correlación entre estos cuatro factores estuvieron por encima de .80. Contrariamente, los datos de nuestro trabajo demuestran que los ítems que miden la regulación introyectada y los que miden la regulación externa tampoco discriminan entre ambos factores.

Por otra parte, para el modelo trifactorial (motivación autónoma, motivación controlada, y desmotivación) la validez discriminante fue suficiente como para distinguir los tres constructos hipotetizados, y la fiabilidad de cada factor fue aceptable. De manera que cuando los ítems de la regulación introyectada se conjugan con los ítems que miden la regulación externa para conformar la motivación controlada, se denota que los primeros son más fiables para medir el índice de motivación controlada, mas no para medir la regulación introyectada de forma independiente.

Además, la correlación negativa entre los factores de motivación autónoma y motivación controlada sugiere, en línea con Lonsdale y colaboradores (2008), que hay una básica distinción entre los puntajes de ambos factores, lo que provee soporte de su validez factorial, y sugiere rechazar la concepción teórica de medir la motivación autodeterminada basada en un simple índice de autodeterminación (IAD). La misma correlación negativa entre motivación autónoma y motivación controlada, se opone a lo apuntado por Judge, Bono, Erez y Locke (2005) en cuanto a que ambas motivaciones, autónoma y controlada, no parecen estar negativamente relacionadas. Las divergencias pueden atribuirse al nivel de rendimiento deportivo de esta muestra de estudio.

En general, los datos prueban que esta versión en español hablado en México de la Escala de Motivación en el Deporte revisada tiene dificultad para medir las formas de motivación autónoma, al igual que la versión original de la SMS-II (Lonsdale y col., 2014), y que, como se ha dicho, la distinción entre los factores de regulación externa y regulación introyectada también es cuestionable. Ello sugiere el uso del instrumento para medir los índices globales de motivación autónoma y controlada, más que para medir las seis regulaciones motivacionales de forma separada.

Este estudio tiene implicaciones teóricas y prácticas. Desde el punto de vista teórico proporciona indicios de la validez de constructo de la Escala de Motivación en el Deporte revisada en población hispano-parlante, así como soporte para que el instrumento mida la motivación autónoma, la motivación controlada, y la desmotivación, siendo consistente con la distinción central que subyace del continuo de la TAD (Deci y Ryan, 2000). Sin embargo, se sugieren futuros estudios sobre el instrumento, y mejoras en el diseño de los ítems, particularmente de los que miden la regulación introyectada, puesto que los ítems de la SMS-II fueron formulados por expertos, pero la relevancia de los ítems no fue evaluada por otros investigadores en el campo (Lonsdale y col., 2014).

Desde el punto de vista práctico, la adaptación al español hablado en México de otro instrumento que mide las regulaciones motivacionales, incluyendo la regulación integrada, resulta fundamental puesto que Mallet y Hanrahan (2004) informaron que la regulación integrada es una característica de deportistas de elite. De esta forma el instrumento se suma al Cuestionario de Regulación Conductual en el Deporte (Viladrich y col., 2011) como una alternativa para entrenadores, psicólogos del deporte y comunidad de investigadores hispanoparlantes en la medición de la motivación autónoma y controlada, particularmente cuando se pretende medir una cantidad mayor de variables y se dispone de poco tiempo para la recolección de los datos, como sucede en tantas ocasiones dentro del contexto deportivo; en este sentido la SMS-II tendría una ventaja por su menor cantidad de ítems.

Este estudio también presenta limitaciones. Primero, los resultados se ofrecen a partir de deportistas de alto rendimiento, ello no garantiza su extensión a otros grupos de deportistas, por lo que futuras investigaciones son necesarias con diferentes poblaciones. En seguida el reducido tamaño de la muestra no permitió probar la invarianza factorial del instrumento a través del género, considerando que ciertos estudios utilizando la SMS (e.g. Balaguer y col.,

2007; Fortier, Vallerand, Brière y Provencher, 1995; Gillet y Rosnet, 2008; Pelletier y col., 1995) probaron que los hombres tienen menores niveles de regulación intrínseca e identificada, y mayores niveles de conductas no reguladas; por lo que se requiere trabajar con muestras más amplias que permitan el análisis de invarianza factorial de la Escala de Motivación en el Deporte revisada, para revelar la medida en la cual las respuestas del instrumento mantienen su significado a través de los grupos (Millsap y Kwok, 2004).

Otra limitación fue no analizar la validez concurrente, por lo que se sugiere complementar la validez externa del instrumento analizando la asociación de los factores de la Escala de Motivación en el Deporte revisada con constructos teóricamente relacionados. En síntesis se necesita continuar el proceso de evaluación psicométrica de la versión en español hablado en México de la Escala de Motivación en el Deporte revisada (SMS-II) en la medición de la motivación en el contexto deportivo a través de diversas edades y poblaciones culturales, siendo una línea de futura y continua investigación.

Conclusión

Con esta muestra de estudio, se ofrece validez factorial y de constructo de la versión en español hablado en México de la Escala de Motivación en el Deporte revisada (SMS-II) con la exclusión de un ítem, para ser utilizada en la medición de la motivación autónoma y controlada en deportistas de alto rendimiento de habla hispana, aunque se requiere de mayor revisión y evaluación psicométrica para mejorar el instrumento.

Agradecimientos

Este trabajo se ha realizado, en parte, gracias a la subvención 149/4/N/7/1 de la Primera Convocatoria Interna de Proyectos de Investigación Especial de la Universidad Autónoma de Baja California.

Referencias

- Assor, A.; Vansteenkiste, M., & Kaplan, A. (2009). Identified versus introjected approach and introjected avoidance motivations in school and in sports: The limited benefits of self-worth strivings. *Journal of Educational Psychology*, 101, 482-497. <http://dx.doi.org/10.1037/a0014236>
- Balaguer, I.; Castillo, I., y Duda, J. L. (2007). Propiedades psicométricas de la Escala de Motivación Deportiva en deportistas españoles. *Revista Mexicana de Psicología*, 24, 197-207.
- Balluerka, N.; Gorostiaga, A.; Alonso-Arbiol, I., y Haranburu, M. (2007). La adaptación de instrumentos de medida de unas culturas a otras: Una perspectiva práctica. *Psicothema*, 19, 124-133.
- Beddoes, Z. E. (2014). *Effects of teacher-to-student relatedness on adolescent male motivation in weight-training classes*. Tesis de maestría. Brigham Young University.
- Bentler, P. M. (2007). On tests and indices for evaluating structural models. *Personality and Individual Differences*, 42, 825-829.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Nueva York: John Wiley and Sons.
- Brière, N. M.; Vallerand, R. J.; Blais, M. R., & Pelletier, L. G. (1995). Développement et validation d'une mesure de motivation intrinsèque, extrinsèque et d'amotivation en context sportif: L'Echelle de Motivation dans les Sports (EMS). *International Journal of Sport Psychology*, 26, 465-489.

- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464-504. <http://dx.doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 235-255. http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Chou, C-P., & Bentler, P. M. (1995). Estimates and tests in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 37-55). Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc.
- Chou, C-P.; Bentler, P. M., & Satorra, A. (1991). Scaled test statistics and robust standard errors for non-normal data in covariance structure analysis: A Monte Carlo study. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 44, 347-357. <http://dx.doi.org/10.1111/j.2044-8317.1991.tb00966.x>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behaviour*. New York: Plenum Press.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1987). The support of autonomy and the control of behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 1024-1037. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.53.6.1024>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1991). A motivational approach to self: Integration in personality. En R. Dienstbier (Ed.), *Nebraska symposium on motivation: Vol. 38, Perspectives on motivation* (pp. 237-288). Lincoln: University of Nebraska Press.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11, 227-268. http://dx.doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2008). Self-determination theory: A macrotheory of human motivation, development, and health. *Canadian Psychology*, 49, 182-185. <http://dx.doi.org/10.1037/a0012801>
- Fortier, M. S.; Vallerand, R. J.; Brière, N. M., & Provencher, P. J. (1995). Competitive and recreational sport structures and gender: A test of their relationship with sport motivation. *International Journal of Sport Psychology*, 26, 24-39.
- Gené, P. S., y Latinjak, A. T. (2014). Relación entre necesidades básicas y autodeterminación en deportistas de élite. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 14, 49-56.
- Gillet, N., & Rosnet, E. (2008). Basic need satisfaction and motivation in sport. *The Online Journal of Sport Psychology*, 10(3). Recuperado de: <http://www.athleticinsight.com/Vol10Iss3/BasicNeed.htm>
- Hair, J.; Black, B.; Babin, B.; Anderson, R., & Tatham, R. (2006). *Multivariate data analysis* (6th edition). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- 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. Muñiz (Ed.), *Psicometría* (pp. 207-238). Madrid: Universitas.
- Hodge, K.; Allen, J. B., & Smellie, L. (2008). Motivation in Masters sport: Achievement and social goals. *Psychology of Sport and Exercise*, 9, 157-176. <http://dx.doi.org/10.1016/j.psychsport.2007.03.002>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>

- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). *LISREL 8.80*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Judge, T. A.; Bono, J. E.; Erez, A., & Locke, E. A. (2005). Core self-evaluations and job and life satisfaction: the role of self-concordance and goal attainment. *Journal of Applied Psychology*, 90, 257-268.
<http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.90.2.257>
- Kaliush, P. R. (2014). *Disordered eating in female collegiate athletes: Investigating the relationships among coaching and parenting styles, psychological needs, and self-determined motivation*. Honors Theses. Dickinson College.
- Kidder, L., & Judd, C. (1986). *Research methods in social science*. New York: CBS College Publishing.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford.
- Lonsdale, C.; Hodge, K., & Rose, E. A. (2008). The Behavioral Regulation in Sport Questionnaire (BRSQ): Instrument development and initial validity evidence. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 30, 323-355.
- Lonsdale, C.; Hodge, K.; Hargreaves, E. A., & Ng, J. Y. Y. (2014). Comparing sport motivation scales: A response to Pelletier et al. *Psychology of Sport and Exercise*, 15, 446-452.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.psychsport.2014.03.006>
- Mallett, C. J., & Hanrahan, S. J. (2004). Elite athletes: why does the 'fire' burn so brightly?. *Psychology of Sport and Exercise*, 5, 183-200.
[http://dx.doi.org/10.1016/S1469-0292\(02\)00043-2](http://dx.doi.org/10.1016/S1469-0292(02)00043-2)
- Mallett, C.; Kawabata, M.; Newcombe, P.; Otero-Forero, A., & Jackson, S. (2007). Sport Motivation Scale-6 (SMS-6): A revised six-factor Sport Motivation Scale. *Psychology of Sport and Exercise*, 8, 600-614.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.psychsport.2006.12.005>
- Markland, D., & Tobin, V. (2004). A modification to the Behavioural Regulation in Exercise Questionnaire to include an assessment of amotivation. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 26, 191-196.
- Martens, M. P., & Webber, S. N. (2002). Psychometric properties of the Sport Motivation Scale: An evaluation with college varsity athletes from the US. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 24, 254-270.
- Millsap, R. E., & Kwok, O. (2004). Evaluating the impact of partial factorial invariance on selection in two populations. *Psychological Methods*, 9, 93-115.
<http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.9.1.93>
- Mullan, E.; Markland, D., & Ingledew, D. K. (1997). A graded conceptualisation of self-determination in the regulation of exercise behaviour: development of a measure using confirmatory factor analytic procedures. *Personality and Individual Differences*, 23, 745-752.
[http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869\(97\)00107-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869(97)00107-4)
- Muñiz, J.; Elosua, P., y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25, 151-157.
<http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. Nueva York: McGraw-Hill.
- Pelletier, L. G., & Sarrazin, P. (2007). Measurement issues in self-determination theory and sport. En M. S. Hagger y N. L. D. Chatzisarantis (Eds.), *Intrinsic motivation in exercise and sport* (pp. 143-152). Champaign, IL: Human Kinetics.

- Pelletier, L. G.; Fortier, M. S.; Vallerand, R. J.; Tuson, K. M.; Brière, N. M., & Blais, M. R. (1995). Toward a new measure of intrinsic motivation, extrinsic motivation and amotivation in sports: The Sport Motivation Scale (SMS). *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 17, 35-53.
- Pelletier, L. G.; Rocchi, M. A.; Vallerand, R. J.; Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2013). Validation of the revised Sport Motivation Scale (SMS-II). *Psychology of Sport and Exercise*, 14, 329-341.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.psychsport.2012.12.002>
- Pope, J. P., & Wilson, P. M. (2012). Understanding motivational processes in university rugby players: A preliminary test of the Hierarchical Model of Intrinsic and Extrinsic Motivation at the contextual level. *International Journal of Sports Science and Coaching*, 7, 89-108.
<http://dx.doi.org/10.1260/1747-9541.7.1.89>
- Neuliep, J. W., & Crandall, R. (1993). Reviewer bias against replication research. *Journal of Social Behavior and Personality*, 8, 21-29.
- Ryan, R. M., & Connell, J. P. (1989). Perceived locus of causality and internalization: examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 749-761.
<http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.57.5.749>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 54-67.
<http://dx.doi.org/10.1006/ceps.1999.1020>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2002). An overview of self-determination theory: An organismic-dialectical perspective. En E. L. Deci y R. M. Ryan (Eds.), *Handbook of self-determination research* (pp. 3-33). Rochester, NY: University of Rochester.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2007). Active human nature: Self-determination theory and the promotion and maintenance of sport, exercise, and health. En M. S. Hagger y N. L. D. Chatzisarantis (Eds.), *Intrinsic motivation and self-determination in exercise and sport* (pp. 1-19). Champaign, IL: Human Kinetics.
- Standage, M.; Duda, J. L., & Ntoumanis, N. (2003). A model of contextual motivation in physical education: Using constructs from self-determination and achievement goal theories to predict physical activity intentions. *Journal of Educational Psychology*, 95, 97-110.
<http://dx.doi.org/10.1037/0022-0663.95.1.97>
- Vallerand, R. J., & Losier, G. F. (1999). An integrative analysis of intrinsic and extrinsic motivation in sport. *Journal of Applied Sport Psychology*, 11, 142-169.
<http://dx.doi.org/10.1080/10413209908402956>
- Vallerand, R. J., & Ratelle, C. F. (2002). Intrinsic and extrinsic motivation: A hierarchical model. En E. L. Deci y R. M. Ryan (Eds.), *Handbook of Self-determination Research* (pp. 37-64). UK: University Rochester Press.
- Viladrich, C.; Torregrosa, M., y Cruz, J. (2011). Calidad psicométrica de la adaptación española del Cuestionario de Regulación Conductual en el Deporte. *Psicothema*, 23, 786-794.
- Widaman, K. F. (1985). Hierarchically nested covariance structure models for multitrait-multimethod data. *Applied Psychological Measurement*, 9, 1-26.
<http://dx.doi.org/10.1177/014662168500900101>