

Versión en español de la subescala presión del entrenador del MIPS: Propiedades psicométricas

Heriberto Antonio Pineda-Espejel¹, Emilio Arrayales¹, Saúl Castro²,
Alejandro Morquecho¹, Marina Trejo¹ y Raúl Fernández¹

¹Universidad Autónoma Baja California (México);

²Instituto del Deporte y la Cultura física de Baja California (México)

La subescala “presión del entrenador” del *Multidimensional Inventory or Perfectionism in Sport*, mide las tendencias de los deportistas de percibir a sus entrenadores como fuentes de presión para obtener cierto nivel de rendimiento perfecto. El propósito de este estudio fue traducir al español hablado en México los ocho ítems de la subescala presión del entrenador, y examinar sus propiedades psicométricas (validez factorial, fiabilidad, validez convergente, validez de criterio). Participaron 106 deportistas de ambos sexos con una edad promedio de 12.5 años ($DT=1.72$). El análisis factorial confirmatorio apoyó la estructura unifactorial, donde seis de los ocho ítems fueron válidos para medir el factor latente. La fiabilidad demostró fuerte consistencia interna; y la presión del entrenador se relacionó positivamente con el miedo a fallar, mostrando el patrón de correlación esperada. En conclusión, esta adaptación es válida y confiable tras la eliminación de dos ítems, y puede ser utilizada en la investigación dentro del contexto deportivo mexicano.

Palabras clave: Validez, fiabilidad compuesta, perfeccionismo, presión, deporte.

Spanish version of the MIPS coach's pressure subscale: Psychometric properties. The "pressure of the trainer" subscale of *Multidimensional Inventory or Perfectionism in Sport*, measures the tendency of athletes to perceive their coaches as sources of pressure to obtain a certain level of performance. The purpose of this study was to translate into Spanish spoken in Mexico eight items, and examine its psychometric properties (factorial validity, reliability, criterion validity). Participated 106 athletes of both sexes with a mean age of 12.5 years ($SD=1.72$). The results confirmed the unifactorial structure, where six of the eight items were valid for measuring the latent factor. The reliability of the subscale was adequate, and evidence was found from its relationship with other variables, since the coach's pressure was positively related to the fear of failure. In conclusion, this adaptation is valid and reliable after the elimination of two items, and can be used in research within the Mexican sports context.

Keywords: Validity, reliability, perfectionism, pressure, sport.

El perfeccionismo es un rasgo de la personalidad que ha llegado a ser ampliamente estudiado dentro del deporte, ya que se asocia con consecuencias adaptativas y desadaptativas (Stoeber y Otto, 2006). El perfeccionismo es un constructo multidimensional definido como un esfuerzo por alcanzar la impecabilidad y por establecer altos estándares de rendimiento, ya sea por uno mismo o por otros (Flett y Hewitt, 2002).

Frost, Marten, Lehart, y Rosenblate (1990) evidenciaron la existencia de seis dimensiones del perfeccionismo (e.g. estándares personales, organización, expectativas y críticas de los padres); mientras que Hewitt y Flett (1991) sugirieron la existencia de tres dimensiones primarias (e.g. orientado por otros, prescrito socialmente). Desde ambas aproximaciones teóricas, es evidente que el contexto social juega un papel importante en la formación del perfeccionismo. Dentro del contexto deportivo, el entrenador representaría la figura jerárquica de referencia (Wylleman y Lavallee, 2004).

Las tendencias perfeccionistas pueden variar como una función del dominio de logro en el cual las personas operan (Shafran, Cooper, y Fairburn, 2002) por ello deben usarse mediciones específicas del dominio específico (Stoeber y Stoeber, 2009). Con base en lo anterior, se han desarrollado instrumentos para medir el perfeccionismo en el deporte, tales como la *Sport Multidimensional Perfectionism Scale* (Sport-MPS; Dunn, Causgrove, y Syrotiuk, 2002) o el *Multidimensional Inventory of Perfectionism in Sport* (MIPS; Stoeber, Otto, y Stoll, 2006), los cuales han incluido el constructo “percepción de la presión que ejerce el entrenador”, dentro de los factores sociales como fuentes de perfeccionismo en el deporte.

La percepción de la presión que ejerce el entrenador representa las tendencias de los deportistas de percibir a sus entrenadores como fuentes de presión para obtener cierto nivel de rendimiento. Dicho constructo se ha relacionado con consecuencias como el miedo a fallar (e.g. Dunn, Gotwals, Dunn, y Syrotiuk, 2006).

No obstante, en el idioma español se cuenta con pocos instrumentos para la medición del perfeccionismo en el deporte, ejemplo de ello se tienen por un lado el *Inventario de Perfeccionismo Multidimensional en el Deporte durante la competición*, versión corta (Pineda-Espejel, Alarcón, López-Walle, y Tomás, 2017) el cual en su proceso de validación no incluyó el factor de presión del entrenador; y por otro lado, la *Escala de Perfeccionismo Multidimensional en el Deporte-2* (Pineda-Espejel, Arrayales, Morquecho-Sánchez, y Trejo, 2017), en la que la fiabilidad del factor percepción de presión ejercida por el entrenador fue cuestionable. En este sentido, resulta necesario contar con una escala confiable para medir el constructo “presión del entrenador” como una de las facetas del perfeccionismo en el deporte; y a partir del cual se lleven a cabo estudios de mayor alcance teórico y práctico.

Por lo anterior, y dado que en el deporte una importante fuente de evaluación es el entrenador (Dunn et al., 2002), se desarrolla este trabajo con el objetivo de analizar

las propiedades psicométricas (validez factorial, fiabilidad, validez convergente, validez de criterio) de la adaptación al español de la subescala presión del entrenador del *Multidimensional Inventory Perfectionism in Sport* para validar su uso en el contexto mexicano.

MÉTODO

Participantes

Mediante muestreo intencional participaron 106 deportistas federados de ambos sexos (59 hombres y 47 mujeres), con una edad promedio de 12.5 años ($DT=1.72$), procedentes del Estado de Baja California. Ellos reportaron una antigüedad de entrenamiento en su deporte de 4.09 años ($DT=3.01$). La muestra se obtuvo de diferentes modalidades deportivas (e.g. atletismo, baloncesto, fútbol soccer, natación), y todos ellos afiliados a la respectiva asociación deportiva estatal.

Instrumentos

Se administró la subescala de presión del entrenador del *Multidimensional Inventory Perfectionism in Sport* (MIPS; Stoeber et al., 2006). Consta de ocho ítems (e.g. “Mi entrenador/a espera que mi rendimiento sea perfecto”) que continúan de la sentencia inicial “Durante mis entrenamientos...”. Se responden en una escala tipo Likert de seis puntos que oscila desde nunca (1) hasta siempre (6).

Para medir el miedo a fallar se utilizó la versión corta en español (Moreno-Murcia y Conte, 2011) del *Performance Failure Appraisal Inventory* (PFAI-s; Conroy, Willow, y Metzler, 2002). Consta de cinco ítems (e.g. “Cuando estoy fallando, otras personas importantes para mí se decepcionan”) que miden el miedo al error en general, y continúan de la sentencia “Durante mis entrenamientos...”. Se responden con una escala Likert de cinco puntos, donde (1) corresponde a no lo creo nada y (5) a lo creo totalmente.

Procedimiento

Para adaptar la subescala al idioma español, se emplearon las directrices para la traducción y adaptación de test de unas culturas a otras (Hambleton y Patsula 1998; Muñiz, Elosua, y Hambleton, 2013). En primer lugar, se tradujeron los reactivos al español, y posteriormente un grupo de traductores volvió a traducirlos al inglés para observar la coincidencia con la versión original. A continuación, la batería de reactivos se sometió a una evaluación por parte de tres expertos en la temática (Lynn, 1986), estimando todos ellos la pertinencia de los reactivos para medir el constructo para el que fueron creados, además de la correcta redacción de los mismos. Se administró la batería a un

reducido grupo de deportistas para verificar su correcta comprensión, y en caso contrario efectuar los cambios pertinentes.

La investigación se realizó de acuerdo con las directrices éticas propuestas por la American Psychological Association. Antes de proceder a la recolección de datos, el primer autor de este manuscrito solicitó la autorización al Instituto del Deporte y la Cultura Física de Baja California. El primer contacto personal fue con los entrenadores para solicitar la autorización de que sus deportistas participaran en el estudio, así como una reunión con los padres o tutores de los deportistas para informar sobre el estudio y obtener su autorización por escrito. La aplicación final de los cuestionarios se realizó en presencia de encuestadores que solventaron las dudas que pudieran surgir. A los deportistas se les insistió en el anonimato, confidencialidad y sinceridad de las respuestas.

Análisis de datos

Se efectuaron análisis factoriales confirmatorios (AFCs) con el programa LISREL 8.80. Los modelos se evaluaron con índices de ajuste absolutos e incrementales. El índice absoluto utilizado fue el chi-cuadrado (χ^2), mientras que los índices incrementales fueron el índice de ajuste no normativo (NNFI), el índice de ajuste comparativo (CFI), y la raíz del promedio del error de aproximación (RMSEA) con su intervalo de confianza al 90%. Valores de NNFI y CFI iguales o mayores a .95 indican excelente ajuste (Hu y Bentler, 1999). Para la RMSEA valores menores o iguales a .05 y .08 son considerados a evidenciar cercano y aceptable ajuste, respectivamente; mientras que valores que exceden de .10 son considerados indeseables (Browne y Cudeck, 1993).

Para comparar el ajuste entre modelos se ha sugerido que diferencias iguales o inferiores a .01 entre valores de NNFI (NNFI. Widaman, 1985) y entre valores de CFI (CFI. Cheung y Rensvold, 2002), indican diferencias prácticas irrelevantes. Mientras que incrementos en el valor de RMSEA inferiores a .015 entre modelos, indican diferencias irrelevantes (Chen, 2007). Los ítems fueron considerados para su eliminación si ellos evidenciaban puntajes de peso factorial menores a .40 (Mullan, Markland, e Ingledew, 1997).

Adicionalmente se llevaron a cabo análisis de fiabilidad (omega de Mc Donald), y de validez convergente mediante la varianza media extractada (VME); finalmente, para explorar la validez a partir de la relación con otras variables, se efectuó un análisis de regresión considerando la dimensión de la subescala presión del entrenador del MIPS como variable independiente, y el miedo a fallar como variable dependiente, con el programa SPSS 22.0.

RESULTADOS

El análisis de normalidad mostró que los datos se alejan de una distribución normal (asimetría<2; curtosis<7). Por ello, los AFCs se efectuaron con el procedimiento de estimación de Máxima Verosimilitud robusta. Se propuso una estructura unifactorial, donde los resultados de un primer modelo (M1) que probó la variable latente “presión del entrenador” compuesta por ocho ítems, mostró índices de ajuste indeseables: S-B $\chi^2(20)=58.85$ ($p<.001$); RMSEA=0.143 (90%; IC=0.101-0.186); CFI=0.874; NNFI=0.823. Además, dos ítems tuvieron un peso factorial por debajo del criterio ($\lambda>.40$), en concreto los ítems 1 “Mi entrenador(a) espera que mi rendimiento sea excelente”, y 7 “Mi entrenador(a) establece metas extremadamente altas para mí en mi deporte”. La eliminación de éstos supuso una mejora al ajuste del modelo.

Por ello se probó un modelo unifactorial alternativo (M2) en el que se eliminaron ambos ítems. Los resultados para este modelo mostraron excelente ajuste entre los datos empíricos y el modelo propuesto: S-B $\chi^2(9)=14.23$ ($p=.114$); RMSEA=0.070 (90%; IC=0.00-0.152); CFI=0.979; NNFI=0.965. La diferencia de los índices de ajuste incrementales entre ambos modelos (M1 y M2) indicaron diferencias prácticas significativas (i.e. CFI=.105; NNFI=.142; RMSEA=.073), siendo el modelo alternativo (M2) en el que mejor ajustaron los datos recabados a la realidad. Las correlaciones entre ítems estuvieron por encima de .30.

En el modelo alternativo (M2), los seis ítems saturaron de forma significativa ($p<.01$) con pesos factoriales de entre .49 y .76 (Tabla 1). A partir del modelo alternativo (M2), la fiabilidad compuesta de la subescala fue adecuada ($\Omega=.81$); no obstante, la Varianza Media Extractada (VME) fue de 0.43, lo que estuvo por debajo del criterio ($>.50$; Fornell y Larcker, 1981).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos y pesos factoriales de los ítems de la subescala presión del entrenador del MIPS

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	λ	σ
2. Mi entrenador(a) critica todo lo que no hago perfectamente.	2.48	1.53	.76	.43
3. Mi entrenador(a) se pone insatisfecho conmigo si mi rendimiento no es muy bueno.	2.78	1.45	.76	.42
4. Mi entrenador(a) espera que yo sea perfecto(a).	3.31	1.60	.54	.71
5. Mi entrenador(a) exige de mí únicamente la excelencia.	2.70	1.39	.69	.53
6. Mi entrenador(a) hace muy altas expectativas de mí.	3.51	1.42	.49	.76
8. Mi entrenador(a) se decepciona de mí si mi desempeño no es perfecto.	2.74	1.43	.63	.61

Nota. λ =peso factorial; σ =error de medida

Tabla 2. Estadísticos descriptivos, fiabilidad, y análisis de regresión

	Rango	M	DT	α	β	R ²
Presión del entrenador (VD)	1-6	3.23	0.88	.77	.40**	.16
Miedo a fallar (VI)	1-5	2.34	0.96	.76		

Nota. ** $p < .001$; VI=variable independiente; VD=variable dependiente

Finalmente, la validez de criterio probada a través de la relación de la presión del entrenador con el miedo a fallar, demostró que la presión del entrenador predice positivamente el miedo a fallar en los deportistas, explicando el 16% de la varianza total (Tabla 2).

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Con el objetivo de analizar las propiedades psicométricas (fiabilidad, validez convergente, validez de criterio) de la adaptación al español de la subescala presión del entrenador del *Multidimensional Inventory Perfectionism in Sport* para validar su uso en el contexto mexicano, se llevó a cabo este estudio.

Los resultados de esta adaptación al español hablado en México de la subescala presión del entrenador del MIPS, confirman la estructura unifactorial, donde seis de los ocho ítems originales representan el constructo de presión del entrenador, esto reflejado a partir de la significatividad y tamaño de las saturaciones de los ítems sobre el factor latente, por lo que los ítems son válidos para su medición. Este resultado se opone a la propuesta de cantidad de ítems de la versión original en inglés (Stoeber et al., 2006) y a otros estudios que han comprobado su validez factorial (e.g. Madigan, 2016); no obstante, nuestros resultados se suman a la evidencia de validez del instrumento.

Cabe mencionar que los ítems eliminados son similares a otros ítems de la subescala que se mantuvieron en ella (e.g. ítem 1 e ítem 4; ítem 7 e ítem 6). La diferencia entre ellos estriba en que la redacción de los ítems 1 y 7 alude a la situación del deporte, y centra la presión en el rendimiento; contrariamente, los ítems 4 y 6 indican una presión ejercida por el entrenador de forma general. Esto sugiere que la muestra percibe que la presión del entrenador puede llegar a otras esferas de la vida. Más investigación es claramente necesaria para determinar si los pesos factoriales cuestionables de los ítems son una función de las características idiosincrásicas de esta muestra o si hay debilidades inherentes a los ítems.

En cuanto a la consistencia interna, en este estudio la subescala constituida por seis ítems presenta adecuada fiabilidad, dado que la fiabilidad compuesta estuvo por encima del valor criterio ($>.70$; Hair, Black, Babin, y Anderson, 2009). Esto concuerda con resultados de la versión original en inglés (Madigan, 2016; Stoeber et al., 2006) donde se analizó la fiabilidad a partir del alpha de Cronbach. Sin embargo, se requiere mayor

análisis a los ítems que la conforman, ya que la VME nos dice que menos de la mitad de la varianza es explicada por los indicadores que componen el modelo.

Para la validez de criterio, evaluada a partir de la relación con otras variables, la subescala se comportó tal y como lo sugiere la teoría multidimensional del perfeccionismo, ya que la presión del entrenador predice que el deportista tema a cometer errores durante los entrenamientos o competiciones, puesto que si falla, entonces no lograría cumplir las expectativas puestas por el entrenador. Esto concuerda con otros estudios (e.g. Dunn et al., 2006).

Si bien la *Escala de Perfeccionismo Multidimensional en el Deporte-2* (Pineda-Espejel et al., 2017b) mide la presión del entrenador, dicha subescala ha demostrado pobre fiabilidad; mientras que la subescala presión del entrenador del MIPS aquí analizada, presenta mejores propiedades psicométricas, esto es que los ítems son más precisos para medir el factor latente, por lo que puede ser utilizada en la medición de dicho constructo en el deporte de habla hispana.

Este trabajo tiene implicaciones teóricas y prácticas. Desde el punto de vista teórico los resultados tienen sustancial importancia para el estudio del perfeccionismo en el deporte, puesto que proveen evidencia de validez para la validación transcultural de la subescala presión del entrenador del MIPS, diseñada para medir las tendencias de los deportistas de percibir a sus entrenadores como fuentes de presión para obtener cierto nivel de rendimiento.

Desde el punto de vista práctico, la adaptación al español hablado en México y su validación realizada en este trabajo, amplían las posibilidades de estudio del perfeccionismo en el deporte a través de la faceta de presión del entrenador, y poder relacionarlo con otras variables, tales como rasgos de personalidad y afectos, como se ha hecho en otros contextos con población infantil (e.g. Vicent, Inglés, González, Sanmartín, y García-Fernández, 2016; Vicent, Inglés, Sanmartín, González, Alós, y García-Fernández, 2017). Una ventaja adicional es que esta subescala está disponible libremente para su uso, y no requiere permisos.

Este trabajo también tiene limitaciones, como el reducido tamaño muestral, y que sólo participaron deportistas de algunas modalidades deportivas, por lo que no es posible generalizar los resultados a todos los deportes. Cabe señalar que los resultados deben tomarse con cautela, ya que la muestra incluyó deportistas de edad infantil, lo que no garantiza su extensión a otros grupos de edad, puesto que los resultados pudieron verse influenciados por la comprensión de los ítems. Finalmente, sería importante replicar el estudio, analizando la relación con otras variables, y probando la invarianza de la subescala por sexo.

La acumulación de pruebas permite concluir que la adaptación al español hablado en México de la subescala presión del entrenador del MIPS es válida y confiable, tras la eliminación de dos ítems, y puede ser utilizada en la investigación dentro del

contexto deportivo mexicano. No obstante, se requiere más revisión y evaluación psicométrica para mejorar la subescala.

Agradecimientos

Esta investigación se ha realizado dentro del proyecto 10485 subvencionado por el Programa para el Desarrollo Profesional para el tipo Superior (PRODEP).

REFERENCIAS

- Browne, M.W., y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K.A. Bollen y J.S. Long (Eds.) *Testing structural equation models* (pp 136-162). Newbury Park, CA: SAGE.
- Chen, F.F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. doi: 10.1080/10705510701301834
- Cheung, G.W., y Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5
- Conroy, D.E., Willow, J.P., y Metzler, J.N. (2002). Multidimensional fear of failure measurement: The performance failure appraisal. *Journal of Applied Sport Psychology*, 14, 76-90. doi:10.1080/10413200252907752
- Dunn, J.G.H., Causgrove, J., y Syrotiuk, D.G. (2002). Relationship between multidimensional perfectionism and goal orientation in sport. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 24, 376-395. doi: 10.1123/jsep.24.4.376
- Dunn, J.G., Gotwals, J.K., Dunn, J.C., y Syrotiuk, D.G. (2006). Examining the relationship between perfectionism and trait anger in competitive sport. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 4, 7-24. doi: 10.1080/1612197X.2006.9671781
- Flett, G.L., y Hewitt, P.L. (2002). Perfectionism and maladjustment: An overview of theoretical, definitional, and treatment issues. En P.L. Hewitt y G.L. Flett (Eds.), *Perfectionism: Theory, research, and treatment* (pp.5-31). Washington, DC: APA.
- Fornell, C., y Larcker, D.F. (1981). Evaluating structural equations models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Frost, R.O., Marten, P., Lehart, C., y Rosenblate, R. (1990). The Dimensions of Perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14, 449-468.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., y Anderson, R.E. (2009). *Multivariate data analysis*. Boston: Prentice Hall.
- Hambleton, R.K., y Patsula, L. (1998). Adapting tests for use in multiple languages and cultures. *Social Indicators Research*, 45(1), 153-171.
- Hewitt, P.L., y Flett, G.L. (1991). Perfectionism in the self and social contexts: conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 456-470. doi: 10.1037/0022-3514.60.3.456
- Hu, L., y Bentler, P.M. (1999). Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 51-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Lynn, M.R. (1986). Determination and quantification of content validity. *Nursing Research*, 35, 382-385.
- Madigan, D.J. (2016). Confirmatory factor analysis of the Multidimensional Inventory of Perfectionism in Sport. *Psychology of Sport and Exercise*, 26, 48-51. doi: 10.1016/j.psychsport.2016.06.003

- Moreno, J.A., y Conte, L. (2011). Predicción del miedo a equivocarse en jugadores de baloncesto a través del clima tarea de los iguales y la motivación intrínseca. *Revista Mexicana de Psicología*, 28(1), 43-52.
- Mullan, E., Markland, D.E., y 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. doi: 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.
- Pineda-Espejel, A., Alarcón, E.I., López-Walle, J.M., y Tomás-Marco, I. (2017). Adaptación al español de la versión corta del Inventario de Perfeccionismo Multidimensional en el Deporte en competición. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 43, 45-57. doi: 10.21865/RIDEP43_45
- Pineda-Espejel, A., Arrayales, E., Morquecho-Sánchez, R., y Trejo, M. (2017). Validation of the Sport Multidimensional Perfectionism Scale-2 for the Mexican sport context. *International Journal of Human Movement and Sports Sciences*, 5, 27-32. doi: 10.13189/saj.2017.050202
- Shafran, R., Cooper, Z., y Fairburn, C.G. (2002). Clinical perfectionism: A cognitive-behavioural analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 40, 773-791. doi: 10.1016/S0005-7967(01)00059-6
- Stoeber, J., y Otto, K. (2006). Positive conceptions of perfectionism: Approaches, evidence, challenges. *Personality and Social Psychology Review*, 10, 295-319.
- Stoeber, J., y Stoeber, F.S. (2009). Domains of perfectionism: Prevalence and relationships with perfectionism, gender, age, and satisfaction with life. *Personality and Individual Differences*, 46, 530-535. doi: 10.1016/j.paid.2008.12.006
- Stoeber, J., Otto, K., y Stoll, O. (2006). *Multidimensional Inventory of Perfectionism in Sport (MIPS): English Version*. University of Kent, UK.
- Vicent, M., Inglés, C.J., González, C., Sanmartín, R., y García-Fernández, J.M. (2016). Perfeccionismo socialmente prescrito y los cinco grandes rasgos de la personalidad en niños españoles. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 6, 107-118. doi: 10.1989/ejihpe.v6i2.162
- Vicent, M., Inglés, C.J., Sanmartín, R., González, C., Alós, L., y García-Fernández, J.M. (2017). Perfeccionismo socialmente prescrito y afectividad en población infantil española. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 7, 17-29. doi:10.1989/ejihpe.v7i1.192
- Widaman, K.F. (1985). Hierarchically nested covariance structure models for multitrait-multimethod data. *Applied Psychological Measurement*, 9, 1–26.
- Wylleman, P., y Lavallee, D. (2004). A developmental perspective on transitions faced by athletes. En M.R. Weiss (Ed.), *Developmental sport and exercise psychology: A lifespan perspective* (pp.507-527). Morgantown, WV: Fitness Information Technology.

Recibido: 12 de enero de 2018

Recepción modificaciones: 18 de julio de 2018

Aceptado: 20 de julio de 2018