

Adaptación al Español de la Versión Corta del Inventario de Perfeccionismo Multidimensional en el Deporte en Competición

Adaptation to Spanish of the Short Version of Multidimensional Inventory of Perfectionism in Sport During Competition

Antonio Pineda-Espejel¹, Edgar Ismael Alarcón², Jeanette M. López-Walle³ y Inés Tomás-Marco⁴

Resumen

El objetivo de este trabajo fue validar la adaptación al español de la versión corta del Inventario de Perfeccionismo Multidimensional en el Deporte (MIPS) en competición, analizando su estructura factorial, invarianza factorial en función del sexo y del tipo de deporte (individual vs. colectivo), y la validez basada en la relación con otras variables. Participaron 295 deportistas de alto rendimiento de ambos sexos quienes respondieron al instrumento. Los resultados confirmaron la estructura bifactorial (esfuerzo por la perfección, y reacciones negativas ante la imperfección), donde cada factor se relaciona de forma independiente con las dimensiones de ansiedad precompetitiva. También se evidencia la equivalencia estructural e invarianza parcial de las saturaciones factoriales del instrumento a través del sexo y del tipo de deporte, más no la invarianza de los interceptos. En conclusión se apoya la validez de esta adaptación para medir el perfeccionismo durante la competición deportiva.

Palabras clave: perfeccionismo, validez, fiabilidad, estudio psicométrico, deporte de competición

Abstract

The aim of this study was to validate the adaptation to Spanish of the short version of the Multidimensional Inventory of Perfectionism in Sport (MIPS) in competitive situation, by analyzing the factorial structure, factorial invariance by gender and type of sport (individual vs. collective), and the validity based on the relationship with other variables. 295 elite athletes of both genders responded to the instrument. The results confirmed the two-factor structure (striving for perfection, and negative reactions to imperfection), and that each factor is independently associated with the dimensions of precompetitive anxiety. They also showed structural equivalence and partial invariance of factor loadings of the inventory across sex and type of sport, but not invariance of intercepts. In conclusion, the validity of this adaptation is supported to measure perfectionism during sport competition.

Keywords: perfectionism, validity, reliability, psychometric study, competitive sport

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.

¹Universidad Autónoma de Baja California, Facultad de Deportes Campus Mexicali, Esq. Av. Río Mocerito y Monclova s/n, Colonia Ex-ejido Coahuila, Campus Mexicali II. Correo: antonio.pineda@uabc.edu.mx

²Universidad Autónoma de Baja California, Facultad de Deportes. Coordinador de servicios estudiantiles y gestión escolar. Facultad de Deportes Campus Mexicali, Esq. Av. Río Mocerito y Monclova s/n, Colonia Ex-ejido Coahuila, Campus Mexicali II. C. P. 21360. Tel.: 6865646263. Correo: edgar.alarcon@hotmail.com

³Universidad Autónoma de Nuevo León, Facultad de Organización Deportiva. Profesora Titular de Tiempo Completo, y Subdirectora de posgrado. Facultad de Organización Deportiva, Cd. Universitaria, s/n, San Nicolás de los Garza, N.L., México, C.P. 66451. Tel. +52(81)13404450 ext. 7633. Correo: jeanette.lopezw@uanl.mx

⁴Universitat de València, Facultat de Psicologia. Profesora Titular del Departamento de Metodología de las Ciencias del Comportamiento. Facultad de Psicología. Departamento de Metodología de las Ciencias del Comportamiento. Avda. Blasco Ibáñez, 21. 46010, Valencia, España. Tel.: +34 963864505. Correo: ines.tomas@uv.es

Introducción

Algunos investigadores han argumentado que el perfeccionismo en el deporte es poco adaptativo porque perjudica el rendimiento (Flett & Hewitt, 2005); mientras que otros investigadores ven el perfeccionismo como un rasgo adaptativo que ayuda a la obtención de un buen rendimiento (Gould, Dieffenbach, & Moffett, 2002), y a aprender nuevas habilidades deportivas (Stoll, Lau, & Stoeber, 2008).

Los orígenes del estudio del perfeccionismo están en la psicología clínica y psiquiatría, donde Pacht (1984) lo vio como un rasgo poco adaptativo y disfuncional. Sin embargo, Hamachek (1978) distinguió entre el perfeccionismo normal y el perfeccionismo neurótico, sugiriendo que el primero se acompaña de auto-expectativas realistas y razonables que atienden a las limitaciones y fortalezas de uno mismo; y el segundo fue caracterizado por un conjunto de metas poco realistas e impulsadas por el miedo a fallar.

Posteriores investigaciones (e.g. Frost, Marten, Lahart, & Rosenblate, 1990; Hewitt & Flett, 1991; Stoeber & Otto, 2006) condujeron a proponer conceptualizaciones multidimensionales del perfeccionismo, y a sugerir que tiene características multifacéticas, en lugar de apoyar la naturaleza unidimensional del perfeccionismo. Por ejemplo, Frost y colaboradores (1990) al analizar su Multidimensional Perfectionism Scale (MPS-F; Frost et al., 1990) evidenciaron seis dimensiones del perfeccionismo: estándares personales, organización, preocupación por los errores, preocupación por las acciones, expectativas de los padres y críticas de los padres. Por su parte Hewitt y Flett (1991) al analizar su Multidimensional Perfectionism Scale (MPS; Hewitt y Flett, 1990) sugirieron que el perfeccionismo se compone de tres dimensiones primarias que se encuentran separadas: auto-orientado, orientado por otros, y prescrito socialmente.

A raíz de los hallazgos anteriores, se ha definido el perfeccionismo como un rasgo de la personalidad caracterizado por esfuerzo por la impecabilidad y por establecer altos estándares de rendimiento, acompañado por tendencias hacia

evaluaciones excesivamente críticas de la propia conducta o actuación (Flett & Hewitt, 2002). Además, se desprende que las dimensiones del perfeccionismo pueden agruparse en dos grandes factores (Frost, Heimberg, Holt, Mattia, & Neubauer, 1993), a los que Stoeber y Otto (2006) llamaron *esfuerzo perfeccionista*, que captura aspectos o facetas asociadas con el esfuerzo por la perfección y el establecimiento de altos estándares personales (Frost et al., 1990); y el factor *preocupación perfeccionista*, que captura aspectos o facetas asociadas con las reacciones negativas ante la imperfección, preocupación sobre los errores (Hill et al., 2004) y dudas por la ejecución de las tareas (Slaney, Rice, Mobley, Trippi, & Ashby, 2001).

Aunque se ha expuesto que hay instrumentos para medir el perfeccionismo, Stoeber y Stoeber (2009) mencionaron que los investigadores interesados en el perfeccionismo en dominios específicos de la vida pueden beneficiarse del uso de instrumentos específicos para ese dominio; la razón es que el perfeccionismo pertenece a un dominio específico. Al respecto Dunn, Craft, Dunn y Gotwals (2011) evidenciaron que los deportistas informan significativamente mayor perfeccionismo referente al deporte que el referente a la escuela o a la vida en general, indicando que el perfeccionismo general no refleja exactamente el grado de perfeccionismo en el deporte.

Por tanto, para capturar los esfuerzos y preocupaciones perfeccionistas en el deporte Stoeber, Otto y Stoll (2006) diseñaron el Multidimensional Inventory of Perfectionism in Sport (MIPS), el cual incorpora facetas tanto de la dimensión de esfuerzo perfeccionista, como de la dimensión preocupación perfeccionista. Los autores evidenciaron adecuada consistencia interna para los factores que componen el inventario.

Por otro lado, para los deportistas el deporte es más que un juego (Jones, 1995); ellos pueden focalizarse durante los entrenamientos en metas como entrenar efectivamente o divertirse, mientras que durante la competición pueden focalizarse en metas como ganar, derrotar al oponente (Munroe-Chandler, Hall, & Weinberg, 2004), o esforzarse por realizar las habilidades

técnicas o tácticas con maestría deportiva. Por ello, también se debería centrar la atención en la medición del perfeccionismo de los deportistas durante la competición.

Stoeber, Otto, Pescheck, Becker y Stoll (2007) han utilizado una versión reducida del MIPS en situación de competición que mide la faceta de esfuerzo por la perfección, componente de la dimensión esfuerzo por la perfección (Stoeber & Otto, 2006); y la faceta de reacciones negativas ante la imperfección, que ha sido fuertemente relacionada con la preocupación por los errores (Frost & Handerson, 1991) de la dimensión preocupación perfeccionista. Tal versión reducida ha mostrado adecuada fiabilidad (e.g. Stoeber & Becker, 2008; Stoeber, Stoll, Pescheck, & Otto, 2008). Sin embargo, en el contexto deportivo de habla hispana se carece de instrumentos validados para medir el perfeccionismo en el deporte.

Algunos investigadores han hecho análisis diferenciales del nivel de perfeccionismo entre hombres y mujeres, evidenciando que las mujeres son significativamente más perfeccionistas que los hombres (e.g. Flett, Hewitt, Blankstein, & Dynin, 1994). Sin embargo, no hay estudios empíricos que evalúen la invarianza factorial del MIPS a través del sexo, y que por lo tanto garanticen que las respuestas de hombres y mujeres en este instrumento mantienen su significado a través de los grupos, y son directamente comparables (Millsap & Kwok, 2004). La ausencia de evidencias de invarianza del MIPS a través del sexo, plantea la duda respecto a si las diferencias entre hombres y mujeres en los resultados de la prueba reflejan verdaderas diferencias del constructo evaluado, o si por el contrario tales diferencias se deben al funcionamiento diferencial del instrumento a través de los grupos (Millsap & Kwok, 2004). Por tanto, el análisis de la invarianza es esencial en las medidas psicológicas, y en este caso concreto para poder llevar a cabo análisis diferenciales del nivel de perfeccionismo en función del sexo, ya que la comparación de grupos utilizando una medida no invariante no es válida (Hoyle & Smith, 1994), confunde y conduce a malas interpretaciones de las diferencias de medias.

Aunque no se han realizado estudios empíricos al respecto, sería interesante llevar a cabo estudios diferenciales del nivel de perfeccionismo en función del tipo de deporte. Se podría hipotetizar que los deportistas que participan en deportes individuales y de apreciación artística tienen más tendencias perfeccionistas que aquellos deportistas que participan en deportes de conjunto. Ante el interés de estos estudios, surgiría también la necesidad de evaluar la invarianza del MIPS en función del tipo de deporte.

Al validar un instrumento de medida, también es posible obtener evidencias de validez a partir de las relaciones de sus factores latentes con otras variables. Stoeber y colaboradores (2007) han encontrado que las formas adaptativas o poco adaptativas del perfeccionismo pueden tener diferentes efectos sobre las emociones. En concreto, diferentes estudios empíricos han mostrado que el perfeccionismo presenta una relación positiva con la ansiedad competitiva en el deporte (e.g. Koivula, Hassmén, & Fallby, 2002; Stoeber et al., 2007).

Por todo lo anterior, y considerando que el perfeccionismo es una característica común en los deportistas de alto rendimiento (Gould, Dieffenbach, & Moffett, 2002), el objetivo de este trabajo fue validar la versión en español de un instrumento que mide el perfeccionismo en situación de competición deportiva, llamado "Inventario de perfeccionismo multidimensional en el deporte" versión corta (Multidimensional Inventory of Perfectionism in Sport: MIPS; Stoeber et al., 2007). Como el inventario puede ser usado para calcular tanto la puntuación de cada subescala (esfuerzo por la perfección, y reacciones negativas ante la imperfección), como la puntuación media total, el objetivo incluye analizar ambas estructuras, un modelo con dos factores de orden primario, y un segundo modelo unifactorial (i. e. perfeccionismo total). Se pretende además analizar la invarianza factorial del MIPS en función del sexo y del tipo de deporte (individual vs. colectivo) y finalmente, ofrecer evidencias de validez basadas en la relación con otras variables, en concreto, con la ansiedad precompetitiva en el deporte.

Método

Participantes

Mediante muestreo intencional participaron 295 deportistas de alto rendimiento y de ambos sexos (153 hombres y 137 mujeres, cinco deportistas no informaron su sexo). La edad promedio de los deportistas fue de 23.3 años ($DT=5.62$). Todos ellos representantes de diferentes países de habla hispana (Colombia 7%, Costa Rica 6%, Cuba 17%, Guatemala 15%, México 21%, Panamá 10%, Puerto Rico 7%, y Venezuela 17%), competidores en los XXII Juegos Centroamericanos y del Caribe Veracruz 2014. El 54% de ellos participaban en deportes individuales (e.g. boxeo, frontenis, gimnasia artística, natación, pelota vasca), y el resto participaban en deportes de conjunto (e.g. polo acuático, softbol). Entrenaban entre dos y diez horas al día ($M=4.32$ horas; $DT=2.33$), con una antigüedad de entrenamiento de 11.19 años ($DT=5.02$).

Instrumentos

Para medir el perfeccionismo durante la competición se utilizó la versión corta del “Inventario de perfeccionismo multidimensional en el deporte” (MIPS; Stoeber et al., 2007). Está compuesto por diez ítems que responden a la frase inicial “Durante la competición”, cinco de ellos capturan el esfuerzo por la perfección (e.g. “Tengo el deseo de hacer todo a la perfección”), y los cinco ítems restantes capturan las reacciones negativas ante la imperfección (e.g. “Me siento completamente furioso(a) si cometo errores”). La escala de respuesta es de tipo Likert y oscila de *nunca* (1) a *siempre* (6). La versión original en inglés (Stoeber et al., 2006) mostró adecuada fiabilidad (alfa=.95 reacciones negativas; alfa=.91 esfuerzo por la perfección). La medición del perfeccionismo total durante la competición se calculó combinando las puntuaciones de los ítems de esfuerzo por la perfección y de las reacciones negativas ante la imperfección.

Para ofrecer evidencias de validez basadas en las relaciones con otras variables se utilizó el “Inventario de Ansiedad Estado Competitiva-2 Revisado” (CSAI-2R; Cox, Martens, & Rusell, 2003) adaptado al contexto mexicano (Pineda-

Espejel, López-Walle, & Tomás, 2014). El inventario consta de 17 ítems distribuidos en tres factores: ansiedad somática con 7 ítems (e.g. “Estoy muy inquieto”), ansiedad cognitiva con 5 ítems (e.g. “Me preocupa perder”) y autoconfianza con 5 ítems (e.g. “Tengo confianza de hacerlo bien”). Cada ítem responde a la pregunta introductoria “¿Cómo te sientes ahora justo antes de la competencia?”, y las respuestas se recogen en una escala tipo Likert que oscila desde *nada* (1) a *mucho* (4). En la muestra de este estudio la fiabilidad del inventario fue adecuada (alfa=.81 para cada factor).

Procedimiento

Para adaptar el MIPS al idioma español se empleó la estrategia de traducción inversa (Hambleton, 1996) y las directrices para la traducción y adaptación de tests de unas culturas a otras (Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013). Para este proceso los ítems del inventario fueron traducidos del inglés al español, de forma independiente, por tres mexicanos nativos. Se discutieron las discrepancias de la traducción hasta desarrollar una primera versión del inventario en español. Los ítems del instrumento fueron redactados en español culto/moderno, sin contener coloquialismos, vulgarismos, neologismos, ni algún otro vocablo de extensión menor, tratando que el vocabulario fuera potencialmente asimilable. Posteriormente la versión inicial se tradujo al inglés y se compararon las dos versiones: la original y la traducida. Este proceso aseguró que la traducción respetara la coincidencia de la versión original de la escala. Previo a la obtención de la versión definitiva del MIPS, 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 y/o calentamiento de la competición. La administración de los cuestionarios se realizó en presencia de dos encuestadores, donde se incluye el autor principal, que ayudaron a los participantes en el caso de que existiera alguna duda en la comprensión de algún ítem. Para el caso de los deportistas menores de edad, el consentimiento de participación fue solicitado al entrenador o delegado del equipo; igualmente se les explicó que responder a los cuestionarios, suponía aceptar la participación voluntaria en la investigación, y se les informó del anonimato y confidencialidad de los datos recogidos.

Análisis de datos

Análisis preliminares de normalidad, descriptivos y de fiabilidad 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). Cuando se usa este método para corregir la falta de normalidad en muestras amplias (200-500 casos; West, Finch, & Curran, 1995) se ofrece un estadístico robusto de χ^2 llamado Satorra-Bentler scale statistics (S-B χ^2 ; Satorra & Bentler, 1994). Las matrices input fueron la de covarianzas y la de covarianzas asintóticas.

Dado que el chi-cuadrado es sensible al tamaño de la muestra (Hu & Bentler, 1995), los modelos se evaluaron con la adición de 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 NNFI valores iguales o mayores a .95 indican excelente ajuste, en tanto que para el CFI valores mayores a .90 y .95 reflejan aceptable y excelente ajuste respectivamente (Hu & Bentler, 1999). Para la RMSEA, valores menores o iguales de .08 sugieren un excelente ajuste, mientras que valores

que exceden de .10 son considerados inadecuados (Browne & Cudeck, 1993).

Para evaluar la invarianza del instrumento se efectuó un análisis de equivalencia métrica por medio del análisis factorial confirmatorio multi-muestra en el programa LISREL 8.80 (Jöreskog & Sörbom, 2006). Se utilizaron estimadores robustos de máxima verosimilitud para ajustar el modelo de medida (Satorra & Bentler, 2001), y las matrices input utilizadas fueron las matrices de covarianzas, covarianzas asintóticas, y el vector de medias.

En este análisis se anidan modelos para estimar la equivalencia estructural, invarianza de saturaciones factoriales, e invarianza de saturaciones factoriales más los interceptos. Para evaluar la diferencia de ajuste entre modelos anidados, se evaluaron las diferencias prácticas (o índices de bondad de ajuste incrementales). Para ello 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 & 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

Análisis preliminares

Los resultados descriptivos, la matriz de correlaciones de Spearman (dado el alejamiento de la distribución normal de los datos), y los coeficientes de fiabilidad (alfa de Cronbach) se presentan en la Tabla 1. Se aprecia que estos deportistas manifestaron mayor esfuerzo por la perfección, y que ambas dimensiones del perfeccionismo se relacionaron entre sí. Por otro lado, la fiabilidad de estas dos dimensiones, así como la del perfeccionismo total durante la competición, fue aceptable, situándose por encima del criterio de .70 determinado para las escalas del dominio psicológico (Nunnally, 1978).

Análisis Factorial Confirmatorio

Los resultados mostraron que el modelo bifactorial hipotetizado ajustó de forma muy

Tabla 1. Resultados de normalidad, descriptivos, correlaciones y fiabilidad

	Z	M	DT	1	2	3
1 Esfuerzo por la perfección	.13**	4.77	1.11	(.88)		
2 Reacciones negativas ante la imperfección	.06**	3.68	1.17	.33**	(.86)	
3 Perfeccionismo total	.05*	4.22	4.22	.78**	.81**	(.86)

Nota: ** $p < .01$; * $p < .05$. Entre paréntesis aparecen los valores de fiabilidad (alfa de Cronbach); Z (prueba de normalidad Kolmogorov-Smirnov); M (Media); DT (Desviación Típica).

satisfactoria a los datos, presentando los siguientes índices de ajuste: S-B $\chi^2(30) = 81.81$ ($p < .001$); RMSEA=.07; NNFI=.97; CFI=.98. La Tabla 2 muestra que todas las saturaciones factoriales de los ítems fueron estadísticamente significativas en su respectivo constructo ($p < .01$). Ambos factores, esfuerzo por la perfección y reacciones negativas ante la imperfección, se relacionaron positivamente entre sí ($\Phi = .43$; $p < .01$). Mientras que para el modelo hipotetizado de un solo factor, los resultados mostraron un ajuste inadecuado: S-B $\chi^2(32) = 339.14$ ($p < .001$); RMSEA=.20; NNFI=.81; CFI=.87.

Invarianza Factorial

Con la finalidad de ofrecer un instrumento con el que se puedan hacer comparaciones en valores de perfeccionismo durante la competición entre hombres y mujeres por un lado, y entre deportistas que compiten de forma individual y quienes compiten en conjunto por otro, se procedió a analizar la equivalencia métrica del instrumento mediante AFCs multimuestra. Con base en las pruebas empíricas recogidas de los AFCs expuestos con anterioridad, se procedió a evaluar la invarianza métrica del modelo bifactorial.

El contraste de la equivalencia factorial comenzó con un análisis preliminar en el que se examinaba por separado la bondad de ajuste de la estructura del MIPS en la muestra de mujeres (Modelo-M0a) y en la muestra de hombres (Modelo-M0b). Como se observa en la Tabla 3, los índices de bondad de ajuste NNFI, CFI y RMSEA de los modelos M0a y M0b resultaron satisfactorios, siendo todos los parámetros

estimados estadísticamente significativos ($p < .01$); los factores se relacionaron positivamente entre sí en ambas muestras ($\Phi = .41$; $p < .01$ en hombres; $\Phi = .45$; $p < .01$ en mujeres).

A continuación se realizaron los análisis multimuestra, creando nuevos modelos anidados. El Modelo 1 (M1) examinó la invarianza estructural del MIPS en los dos grupos analizados (es decir, se evaluó la misma estructura factorial, sin imponer ninguna restricción respecto a la invarianza de los parámetros). Los resultados mostraron índices de ajuste satisfactorios (Tabla 3). Este modelo se consideró como base para la subsiguiente anidación de restricciones. El Modelo 2 (M2), anidado en el anterior (M1), pone a prueba la equivalencia en la matriz de saturaciones factoriales a través del grupo de hombres y de mujeres. Dicho modelo mostró índices de bondad de ajuste no satisfactorios, por lo que con base en la información ofrecida por los índices de modificación y en pasos sucesivos, se liberaron las saturaciones factoriales de los ítems 3 y 5 ofreciendo un modelo con adecuados índices de bondad de ajuste (M2b). Al comparar estos índices con los del modelo base (M1), las diferencias no excedían los valores criterio. El Modelo 3 (M3), anidado en el anterior, agregaba la equivalencia de los interceptos. Los índices de ajuste no fueron adecuados, por lo que con base en la información ofrecida por los índices de modificación y en pasos sucesivos, se liberaron los interceptos de los ítems que presentaban mayores índices de modificación sin llegar a un modelo con índices de ajuste satisfactorios, por lo que no se confirmó la invarianza parcial de los interceptos.

Para el caso del análisis de invarianza factorial con respecto al tipo de deporte practicado, el análisis preliminar mostró que los índices de bondad de ajuste NNFI, CFI y RMSEA de los modelos M0a (deportistas que compiten en conjunto) y M0b (deportistas que compiten de forma individual) resultaron satisfactorios (Tabla 4), siendo todos los parámetros estimados estadísticamente significativos ($p < .01$); los dos factores se relacionaron positivamente entre sí en ambas muestras ($\Phi = .33$; $p < .01$ para deportistas que compiten en conjunto; $\Phi = .48$; $p < .01$ para deportistas que compiten de forma individual).

Tabla 2. Resultados descriptivos y de saturación factorial de los ítems del modelo bifactorial de la versión corta del “Inventario de perfeccionismo multidimensional en el deporte” en competición

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	Peso factorial	Asimetría	Curtosis
Esfuerzo por la perfección					
1. Me esfuerzo por ser lo más perfecto(a) posible.	5.18	1.24	.68	-1.62	2.00
2. Es importante para mí ser perfecto(a) en todo lo que intento.	4.81	1.31	.81	-1.04	.32
3. Siento la necesidad de ser perfecto(a).	4.33	1.58	.84	-.70	-.57
4. Soy perfeccionista en la búsqueda de mis objetivos.	4.81	1.26	.84	-1.11	.92
5. Tengo el deseo de hacer todo a la perfección.	4.73	1.39	.93	-1.00	.21
Reacciones negativas ante la imperfección					
6. Me siento extremadamente tensionado(a) si las cosas no van a la perfección.	3.64	1.42	.72	-.17	-.63
7. Me siento completamente furioso(a) si cometo errores.	3.71	1.55	.74	-.17	-.95
8. Me frustro si no cumplo mis expectativas.	3.72	1.42	.84	-.30	-.58
9. Después de la competición me siento deprimido(a) si no he sido perfecto(a).	3.52	1.44	.84	-.08	-.78
10. Si algo no sale a la perfección durante la competición o partido, no estoy satisfecho(a) con la competición o partido.	3.83	1.45	.81	-.34	-.68

Nota: *M* (Media); *DT* (Desviación Típica).

Tabla 3. Índices de ajuste de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial de la versión corta del “Inventario de perfeccionismo multidimensional en el deporte” a través del sexo

Descripción modelo	χ^2	<i>gl</i>	RMSEA	NNFI	CFI	Δ RMSEA	Δ NNFI	Δ CFI
M0a Modelo base mujeres	63.149*	31	.092	.968	.979			
M0b modelo base hombres	60.631*	31	.083	.968	.978			
M1 Invarianza estructural	125.663*	62	.087	.968	.978			
M2 Inv. Sat. Fact.	247.407*	76	.122	.936	.946	.035	.032	.032
M2b Inv. parcial Sat. Fact.	158.622*	73	.088	.967	.973	.001	.001	.005
M3 Inv. parcial Sat. Fact. + Total Int.	311.692*	85	.115	.860	.850	.027	.107	.123
M3b Inv. parcial Sat. Fact. + parcial Int.	283.378*	82	.102	.879	.890	.015	.089	.088

Nota: *gl*=grados de libertad; Inv. Sat. Fact. (invarianza de las saturaciones factoriales); Inv. parcial Sat. Fact. (invarianza parcial de las saturaciones factoriales); Inv. parcial Sat. Fact. + Total Int. (invarianza parcial de las saturaciones factoriales más invarianza de los interceptos); Inv. parcial Sat. Fact. + parcial Int. (invarianza parcial de las saturaciones factoriales más invarianza parcial de los interceptos). * $p < .01$

Tabla 4. Índices de ajuste de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial a través del tipo de deporte del “Inventario de perfeccionismo multidimensional en el deporte” en competición

Descripción modelo	χ^2	gl	RMSEA	NNFI	CFI	Δ RMSEA	Δ NNFI	Δ CFI
M0a Modelo base conjunto	63.015*	31	.090	.956	.969			
M0b modelo base individual	66.398*	31	.088	.971	.980			
M1 Invarianza estructural	135.480*	64	.091	.964	.974			
M2 Inv. Sat. Fact.	255.591*	74	.136	.921	.935	.045	.043	.039
M2b Inv. parcial Sat. Fact.	160.058*	70	.099	.959	.968	.008	.005	.006
M3 Inv. parcial Sat. Fact. + Total Int.	313.269*	82	.112	.830	.820	.013	.115	.148
M3b Inv. parcial Sat. Fact. + Parcial Int.	221.278*	78	.099	.867	.849	.008	.097	.125

Nota: gl = grados de libertad; Inv. Sat. Fact. (invarianza de las saturaciones factoriales); Inv. parcial Sat. Fact. (invarianza parcial de las saturaciones factoriales); Inv. parcial Sat. Fact. + Total Int. (invarianza parcial de las saturaciones factoriales más invarianza de los interceptos); Inv. parcial Sat. Fact. + parcial Int. (invarianza parcial de las saturaciones factoriales más invarianza parcial de los interceptos). * $p < .01$

A continuación se realizaron los análisis multimuestra, creando nuevos modelos anidados. El Modelo 1 (M1) examinó la invarianza estructural del MIPS en los dos grupos analizados. Los resultados mostraron índices de ajuste satisfactorios (Tabla 4). El Modelo 2 (M2), anidado en el anterior (M1), mostró índices de bondad de ajuste no satisfactorios, por lo que se liberaron las saturaciones factoriales de los ítems 2, 3, 5 y 10 ofreciendo un modelo con aceptables índices de bondad de ajuste (M2b). Al comparar estos índices con los del modelo base (M1), las diferencias no excedían los valores criterio. El Modelo 3 (M3) agregaba la equivalencia de los interceptos, en éste los índices de ajuste no fueron adecuados por lo que con base en la información ofrecida por los índices de modificación y en pasos sucesivos, se liberaron los interceptos de los ítems que presentaban mayores índices de modificación sin llegar a un modelo con índices de ajuste satisfactorios, por lo que no se confirmó la invarianza parcial de los interceptos.

Evidencias de validez basadas en la relación con otras variables

Se recogieron evidencias de validez externa del MIPS a partir de la relación del constructo de perfeccionismo multidimensional con la variable criterio externa de ansiedad precompetitiva, analizada desde el marco de la teoría multidimensional de la ansiedad competitiva (Martens, Vealey, & Burton, 1990). La faceta de

esfuerzo por la perfección se relacionó positiva y significativamente con el constructo de autoconfianza precompetitiva ($r=.23$; $p<.01$), en tanto la faceta de reacciones negativas hacia la imperfección lo hizo con la ansiedad cognitiva ($r=.18$; $p<.05$) y con la ansiedad somática ($r=.28$; $p<.01$).

Discusión

El objetivo de este trabajo fue validar la adaptación al español de la versión corta del Multidimensional Inventory of Perfectionism in Sport (Stoeber et al., 2007) que mide el perfeccionismo en situación de competición. Para ello se realizaron análisis de fiabilidad, y se ofrecieron diferentes fuentes de evidencia de validez: se analizó la estructura interna del cuestionario, comparando un modelo bifactorial de orden primario con un modelo unifactorial de orden superior; se analizó la invarianza factorial del MIPS a través del sexo y del tipo de deporte (individual vs. colectivo); y se ofrecieron evidencias de validez basadas en la relación con otras variables, en concreto, la ansiedad precompetitiva.

En primer lugar, respecto a la estructura interna del instrumento, el ajuste de las estructuras factoriales hipotetizadas rechazan la validez del modelo de un factor de orden superior llamado perfeccionismo total, al tiempo que confirma la

estructura de dos factores de orden primario. Así, se tienen los factores de esfuerzo por la perfección, y reacciones negativas ante la imperfección, a partir de los cuales es posible obtener una puntuación de perfeccionismo total. Ambos factores reflejaron adecuada consistencia interna, al igual que en la versión original en inglés (Stoeber et al., 2006, 2007).

La matriz de correlación Phi apoya la validez discriminante 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). En este estudio se constata mediante la matriz Phi, puesto que estas correlaciones se consideran como una representación real de las asociaciones entre las variables latentes. Dicha evidencia de validez del instrumento es una aportación del presente trabajo, ya que el estudio de validación de la versión original en inglés careció de tal análisis, limitándose a ofrecer los coeficientes de fiabilidad.

En segundo lugar, los AFCs multimuestra realizados permitieron poner a prueba la invarianza factorial a través del sexo y a través del tipo de deporte (desde la clasificación social). Para ambos casos, los resultados apoyan que la estructura de dos factores es invariante en los grupos comparados, y prueban la invarianza parcial de las saturaciones factoriales del instrumento a través de los grupos, por un lado entre hombres y mujeres, y por otro entre deportistas que compiten en conjunto y quienes compiten de forma individual. Sin embargo, no se confirma la invarianza de los interceptos con esta muestra de deportistas de alto rendimiento. En este sentido, tanto la saturación factorial como el intercepto de los ítems 3 y 5 varían a través del sexo, por lo que se habla de un Funcionamiento diferencial del ítem (DIF) no uniforme; mientras que el resto de los ítems presentan DIF uniforme a través del sexo, ya que únicamente el intercepto varía.

Lo anterior significa que el ítem 3 discrimina mejor para los hombres que para las mujeres, mientras que el ítem 5 discrimina mejor para las mujeres. En tanto que los ítems que presentan un DIF uniforme, significa que son más difíciles para un grupo que para otro; es decir, que los sujetos

de uno de los grupos necesitan tener mayor cantidad de rasgo que los sujetos del otro grupo para dar una misma respuesta al ítem. En este caso, dado un grupo de hombres y mujeres que tienen un mismo nivel de esfuerzo por la perfección, las mujeres tienden a dar respuestas más altas o de mayor frecuencia que los hombres en los ítems 1, 2, 3, 4 y 5. Contrariamente, para un mismo nivel de reacciones negativas ante la imperfección, los hombres tienden a dar respuestas más altas que las mujeres en todos los ítems que componen esta escala (ítems 6, 7, 8, 9 y 10).

En cuanto a la invarianza del instrumento entre el tipo de deporte, los ítems 2, 3, 5 y 10 presentan DIF no uniforme de manera que los ítems 3, 5 y 10 son más discriminativos para el grupo de deportistas que compiten de forma individual, y el ítem 2 es más discriminativo para quienes lo hacen en conjunto. El resto de los ítems presentan un DIF uniforme. Respecto a la dificultad de los ítems, los resultados indican que dado un grupo de deportistas individuales y de conjunto que tienen un mismo nivel de esfuerzo por la perfección, los individuales tienden a dar respuestas más altas o de mayor frecuencia que los de conjunto en todos los ítems de la subescala. Contrariamente para un mismo nivel de reacciones negativas ante la imperfección, los deportistas de conjunto tienden a dar respuestas más altas que los individuales en todos los ítems de la subescala.

Nosotros interpretamos que lo anterior puede estar influenciado por las propias características de los deportes, ya que en un deporte en el que se compite de forma individual el esfuerzo por hacer las cosas a la perfección recae en uno mismo, en tanto que en deportes de conjunto el esfuerzo se distribuye entre los integrantes del equipo para que una jugada sea perfecta. Por otra parte, la frustración o enojo ante los errores de las acciones deportivas pueden manifestarse en mayor medida culpando a otros miembros del equipo dentro de un deporte de conjunto. No obstante esto requiere de mayor estudio.

Si bien existen variedades del español entre los países hispanoamericanos, la lengua española conserva su unidad básica, y los cambios gramaticales son menos notables, por lo que el día

de hoy, es básicamente una sola lengua la que se habla y escribe en las ex-colonias (Alatorre, 2008). Además, tal como se ha comentado al describir el procedimiento de traducción/adaptación del MIPS, los ítems del instrumento fueron redactados en español culto/moderno, sin contener coloquialismos, vulgarismos, neologismos, ni algún otro vocablo de extensión menor, tratando que el vocabulario fuera potencialmente asimilable.

En general, se denota que las respuestas del instrumento no mantienen su significado a través de los grupos, existiendo funcionamiento diferencial de los ítems a través de los grupos. Luego entonces, no se justifica la posibilidad de comparar las medias y varianzas de los ítems y factores de la versión corta del MIPS en situación de competición entre cada uno de los grupos ya señalados. Por ello no fue posible probar la invarianza que refiere a las diferencias entre grupos en varianzas y medias latentes.

Finalmente, se ofrecieron evidencias de validez de la versión corta del MIPS durante la competición, analizando la relación de sus factores con variables de ansiedad precompetitiva. Los resultados en este estudio apoyan que cada factor del inventario se relaciona de forma diferente con variables criterio externas. Ello confirma que pese a que las dos dimensiones de la versión corta del MIPS en situación de competición correlacionan positivamente entre sí, cada dimensión muestra diferentes patrones de asociación con otras variables.

De forma que las personas que tienen elevados niveles de esfuerzo por la perfección pueden tener elevados niveles de reacciones negativas ante la imperfección; sin embargo la faceta esfuerzo por la perfección (asociada con la dimensión esfuerzo perfeccionista) se relaciona con patrones positivos como manifestar mayor creencia de que se es capaz de superar el reto de la competición, una característica de deportistas de alto rendimiento (e.g. Gómez-López, Granero-Gallegos, & Folgar, 2013); en tanto que las reacciones negativas ante la imperfección (faceta asociada con la dimensión preocupación perfeccionista) lo hacen con la ansiedad somática (activación fisiológica) y cognitiva (pensamientos

e imágenes negativas sobre la actuación en competición) antes de la competición.

Lo anterior concuerda con los resultados de estudios previos que han analizado la relación entre ambas variables (e.g. Koivula et al., 2002; Stoeber et al., 2007), y apoya a la distinción entre las dos dimensiones del perfeccionismo en el deporte, tal como han teorizado otros autores (e.g. Frost et al., 1990; Hewitt & Flett, 1991; Stoeber & Otto, 2006), y como lo ha apuntado Oros (2003) en cuanto a que con la mayoría de las variables psicológicas, la relación entre los pensamientos perfeccionistas y las emociones asociadas al fracaso es circular.

El presente trabajo tiene implicaciones teóricas y prácticas. Desde una perspectiva teórica contribuye a la validación y generalización del constructo perfeccionismo en el deporte en otros contextos y culturas, como es el contexto de población hispano-hablante. Respecto a la segunda aportación, dado que a la fecha las puntuaciones del MIPS necesitaban pruebas de invarianza factorial a través del sexo, este trabajo aporta pruebas para la equivalencia estructural de la adaptación de la versión corta del MIPS en situación de competición a través del sexo, y a través del tipo de deporte en el que compiten los participantes. Esto apoya la validez factorial del instrumento, ya que, en línea con Messick (1995), la evidencia de invarianza puede apoyar la generalizabilidad y validez de las puntuaciones del cuestionario. No obstante, futuros estudios son necesarios para confirmar la invarianza factorial total o estricta del inventario, lo que justifique posteriores análisis diferenciales entre los grupos con este instrumento.

Desde una perspectiva práctica, la adaptación al idioma español de un instrumento que mide las facetas de esfuerzo por la perfección y reacciones negativas ante la imperfección en situación de competición, provee a entrenadores, psicólogos del deporte y a la comunidad de investigadores hispanoparlantes de un instrumento adecuado y específico para medir el perfeccionismo en competición desde la perspectiva multidimensional (Stoeber et al., 2007), en apoyo a lo sugerido por Stoeber y Stoeber (2009). Esto es importante, ya que el dominio específico puede

modificar el grado de perfeccionismo en el deporte (Dunn et al., 2011).

Además posibilitará el futuro estudio del perfeccionismo en competición, y su relación con otras variables medidas en la misma situación de competición, lo que es importante porque la competición demanda los frutos del entrenamiento, enfrentar a oponentes, y mostrar alto rendimiento bajo evaluaciones críticas de jueces, entrenadores, compañeros de equipo, o espectadores. Sin embargo, la misma versión del inventario puede utilizarse para analizar el perfeccionismo en situación de entrenamiento modificando la frase introductoria del inventario por “Durante el entrenamiento”, así como de los ítems 9 “Después del entrenamiento...” y 10 “Si algo no sale a la perfección durante el entrenamiento...”, tal como lo han sugerido Stoeber y colaboradores (2008).

Finalmente, aunque los resultados apoyan la validez de la estructura bifactorial del instrumento con deportistas de alto rendimiento, ello no garantiza la extensión a otros grupos de deportistas. Por lo que futuras investigaciones son necesarias en diferentes grupos para contribuir al crecimiento del cuerpo de conocimiento acerca del perfeccionismo multidimensional. Otra debilidad de este trabajo es el reducido tamaño muestral, por lo que se sugiere replicar el estudio con muestras más grandes, incluso de otro nivel de rendimiento, puesto que Messick (1995) argumentó que la validación de constructo es un proceso continuo, y que los indicios deben recogerse a partir de un número de diferentes muestras para evaluar más adecuadamente las propiedades psicométricas de un instrumento.

En conclusión el estudio confirma una estructura bifactorial de la adaptación al español de la versión corta del Inventario de Perfeccionismo Multidimensional en el Deporte (MIPS) durante la competición, ofreciendo apoyo de su validez para medir el perfeccionismo en competición deportiva, apoyando que el perfeccionismo es un constructo multidimensional representado por dos formas de perfección separadas y relacionadas entre sí, con patrones de asociación independientes.

Referencias

- Alatorre, A. (2008). *Los 1001 años de la lengua española: Tercera edición, algo mejorada y muy añadida*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Browne, M. W., & 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).
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 14*, 464-504.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*, 235-255.
- 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.
- Cox, R. H., Martens, M. P., & Russell, W. D. (2003). Measuring anxiety in athletics: The revised competitive state anxiety inventory-2. *Journal of Sport and Exercise Psychology, 25*, 519-533.
- Dunn, J. G. H., Craft, J. M., Dunn, J. C., & Gotwals, J. K. (2011). Comparing a domain-specific and global measure of perfectionism in competitive female figure skaters. *Journal of Sport Behavior, 34*, 25-46.
- Flett, G. L., & 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: American Psychological Association.
- Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (2005). The perils of perfectionism in sports and exercise. *Current Directions in Psychological Science, 14*, 14-18.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Blankstein, K. R., & Dynin, C. B. (1994). Dimensions of perfectionism and type A behaviour. *Personality and Individual Differences, 16*, 477-485.

- Frost, R. O., & Henderson, K. J. (1991). Perfectionism and reactions to athletic competition. *Journal of Sport and Exercise Psychology, 13*, 323-335.
- Frost, R. O., Heimberg, R. G., Holt, C. S., Mattia, J. I., & Neubauer, A. L. (1993). A comparison of two measures of perfectionism. *Personality and Individual Differences, 14*, 119-126.
- Frost, R. O., Marten, P., Lehart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research, 14*, 449-468.
- Gómez-López, M., Granero-Gallegos, A., & Folgar, M. I. (2013). Análisis de los factores psicológicos que afectan a los piragüistas en el alto rendimiento. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica, 35*, 57-76.
- Gould, D., Dieffenbach, K., & Moffett, A. (2002). Psychological characteristics and their development in Olympic champions. *Journal of Applied Sport Psychology, 14*, 172-204.
- Hamachek, D. E. (1978). Psychodynamics of normal and neurotic perfectionism. *Psychology, 15*, 27-33.
- 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.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1990). Perfectionism and depression: A multidimensional analysis. *Journal of Social Behavior and Personality, 5*, 423-438.
- Hewitt, P. L., & 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.
- Hill, R. W., Huelsman, T. J., Furr, R. M., Kibler, J., Vicente, B. B., & Kennedy, C. (2004). A new measure of perfectionism: The Perfectionism Inventory. *Journal of Personality Assessment, 82*, 80-91.
- Hoyle, R. H., & Smith, G. T. (1994). Formulating clinical research hypotheses as structural equation models: A conceptual overview. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 62*, 429-440.
- 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.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Issues, concepts, and applications* (pp. 76-99). Newbury Park, CA: SAGE.
- Jones, G. (1995). More than just a game: Research developments and issues in competitive anxiety in sport. *British Journal of Psychology, 86*, 449-478.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). *Lisrel 8.80* [Computer software]. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. Nueva York: Guilford.
- Koivula, N., Hassmén, P., & Fallby, J. (2002). Self-esteem and perfectionism in elite athletes: Effects on competitive anxiety and self-confidence. *Personality and Individual Differences, 32*, 865-875.
- Martens, R., Vealey, R., & Burton, D. (1990). *Competitive anxiety in sport*. Champaign, IL: Human Kinetics Publishers.
- Messick, S. (1995). Standards of validity and the validity of standards in performance assessment. *Educational Measurement: Issues and Practice, 14*, 5-8.
- Millsap, R. E., & Kwok, O. (2004). Evaluating the impact of partial factorial invariance on selection in two populations. *Psychological Methods, 9*, 93-115.
- Munroe-Chandler, K. J., Hall, C. R., & Weinberg, R. S. (2004). A qualitative analysis of the types of goals athletes set in training and competition. *Journal of Sport Behavior, 27*, 58-74.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema, 25*, 151-157.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. Nueva York: McGraw-Hill.

- Oros, L. B. (2003). Medición del perfeccionismo infantil: Desarrollo y validación de una escala para niños de 8 a 13 años de edad. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, *16*, 99-112.
- Pacht, A. R. (1984). Reflections on perfection. *American Psychologist*, *39*, 386-390.
- Pineda-Espejel, H. A., López-Walle, J., & Tomás, I. (2014). Validación de la versión mexicana del CSAI-2R en sus escalas de intensidad y dirección. *Revista Mexicana de Psicología*, *31*, 198-212.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, *66*, 507-514.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En A. von Eye y C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Slaney, R. B., Rice, K. G., Mobley, M., Trippi, J., & Ashby, J. S. (2001). The Revised Almost Perfect Scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *34*, 130-145.
- Stoeber, J., & Becker, C. (2008). Perfectionism, achievement motives, and attribution of success and failure in female soccer players. *International Journal of Psychology*, *43*, 980-987.
- Stoeber, J., & Otto, K. (2006). Positive conceptions of perfectionism: Approaches, evidence, challenges. *Personality and Social Psychology Review*, *10*, 295-319.
- Stoeber, J., & 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.
- Stoeber, J., Otto, K., & Stoll, O. (2006). *Multidimensional Inventory of Perfectionism in Sport (MIPS): English Version*. University of Kent, United Kingdom. Recuperado de <http://kar.kent.ac.uk/41560/>
- Stoeber, J., Otto, K., Pescheck, E., Becker, C., & Stoll, O. (2007). Perfectionism and competitive anxiety in athletes: Differentiating striving for perfection and negative reactions to imperfection. *Personality and Individual Differences*, *42*, 959-969.
- Stoeber, J., Stoll, O., Pescheck, E., & Otto, K. (2008). Perfectionism and achievement goals in athletes: Relations with approach and avoidance orientations in mastery and performance goals. *Psychology of Sport and Exercise*, *9*, 102-121.
- Stoll, O., Lau, A., & Stoeber, J. (2008). Perfectionism and performance in a new basketball training task: Does striving for perfection enhance or undermine performance? *Psychology of Sport and Exercise*, *9*, 620-629.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 56-75). Newbury Park, CA: Sage.
- Widaman, K. F. (1985). Hierarchically nested covariance structure models for multitrait-multimethod data. *Applied Psychological Measurement*, *9*, 1-26.