

SECCIÓN DE METODOLOGÍA

COORDINADORES: CARME VILADRICH
ANTONIO HERNÁNDEZ MENDO

Replicación de las propiedades psicométricas del *Inventario Psicológico de Ejecución Deportiva*¹

Antonio Hernández-Mendo*, Verónica Morales-Sánchez* e Irene Peñalver*

A REPLICATION OF THE PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE SPORTS PERFORMANCE PSYCHOLOGICAL INVENTORY

KEY WORDS: Sport Psychology, Psychometric properties, *Psychological Inventory Athletic Performance*.

ABSTRACT: This paper presents a replication of the psychometric properties of the Sports Performance Psychological Inventory. This questionnaire is used in Sport Psychology to conduct a screening and establish a profile of strengths and weaknesses. This research was conducted with a sample exceeding initial study (3434 participants, 1066 women, 31%, and, 2356 men, 68.6%). Sampling was multistage, stratified cluster. Through confirmatory factor analysis (CFA) psychometric properties that are not listed in the initial work (composite reliability, average variance extracted, convergent and discriminant validity) are estimated. The results confirm those found initially, reaching all of them adjustment indices optimally, allowing us to say that this tool is appropriate, optimal and parsimonious.

La replicación de los hallazgos de investigaciones es esencial en la ciencia, (Kline, 2011; Thompson, 1996) y es utilizada con frecuencia como estrategia para la construcción de teorías científicas (Falk, 1998; Guttman, 1977; Tukey, 1969; Wainer y Robinson, 2003). Reproducir una investigación con una muestra distinta a la original, es una garantía de fiabilidad y validez, así mismo, facilita la profundización y comprensión en los constructos de interés (Sondergeld, Schultz y Glover, 2007). Greenwald, González, Harris, y Guthrie (1996) entienden que replicar consiste en generar un nuevo rechazo de la hipótesis nula manteniendo constante las condiciones de observación. De esta manera se asume que los efectos fiables encontrados serán repetibles en posteriores observaciones independientes, mientras que los efectos aleatorios no lo serán (Hammond, 1996). El proceso de replicación es abordado en distintos trabajos y en diversas áreas de conocimiento. Se puede llevar a cabo mediante dos estrategias distintas, una es la denominada (1) «replicación externa» a través de la realización de nuevos experimentos u observaciones (Pascual Llobell, García Pérez y Frías Navarro, 2000), y, la otra, (2) estrategias de «replicación interna» utilizando técnicas *jackknife* y *bootstrap* o estudios paramétricos/no paramétricos del error (Solanas y Sierra, 1992).

En áreas como la física o la química, los efectos reales son replicados con una cierta probabilidad denominada «probabilidad de replicación» (Lalouel y Rohrwasser, 2002). Este último concepto, en algunos casos, es confundido con la significación estadística (nivel de probabilidad p). Éste indica la probabilidad de los datos bajo el supuesto de la hipótesis nula, pero no implica que una replicación posterior tendrá la probabilidad

complementaria de ser significativa. Entendida correctamente la replicabilidad está asociada exclusivamente con la fiabilidad y consistencia de los datos, y la única forma de comprobarla es mediante sucesivos contrastes empíricos (Pascual Llobell, García Pérez y Frías Navarro, 2000).

Además de estos errores conceptuales, incluso cuando un efecto real está presente, algunas divergencias en las replications están determinadas por la variabilidad. Cuando ésta sucede, la naturaleza y el determinismo de la probabilidad de replicación responde a tres razones. Primero, esta probabilidad es relevante cuando se evalúan las implicaciones de la discrepancia de los resultados. La segunda hace referencia a la importancia de un efecto obtenido en una situación determinada y como desaparece en otra distinta. La tercera, la probabilidad de replicación adquiere su grado máximo cuando se planifican una serie de experimentos que, o bien, tienden a confirmar la estabilidad de la medida o, bien, a reducir la incertidumbre del sistema (Miller, 2009).

El objetivo de este trabajo es replicar las propiedades psicométricas del *Inventario Psicológico de Ejecución Deportiva* (IPED) (Hernández-Mendo, 2006). En castellano existen otros dos protocolos con objetivos similares (Fernández, Fernández y Mielgo, 1999; Gimeno, Buceta y Pérez-Llantada, 1999). El más parsimonioso es el IPED, tiene menos ítems y presenta índices de fiabilidad más elevados, sus propiedades psicométricas se estudian desde el enfoque clásico de la Teoría Clásica de los Tests (TCT), el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), y la Teoría de la Generalizabilidad (GT), Hernández-Mendo, 2006 (véase Tabla 1) y será el objetivo de este trabajo.

Correspondencia: Antonio Hernández Mendo Depto. Psicología Social, A.S., T.S. y S. S. Facultad de Psicología. Campus de Teatinos, s/n. Universidad de Málaga. 29071 Málaga, España. E-mail: mendo@uma.es

¹ Este trabajo forma parte de la investigación «Observación de la interacción en deporte y actividad física: Avances técnicos y metodológicos en registros automatizados cualitativos-cuantitativos», que ha sido subvencionado por la Secretaría de Estado de Investigación, Desarrollo e Innovación del Ministerio de Economía y Competitividad [DEP2012-32124], durante el trienio 2012-2015.

Ha recibido apoyo del Grupo de Investigación Evaluación Psicosocial en Contextos Naturales: Deporte y Consumo (SEJ 444), financiado por la Junta de Andalucía (Consejería de Innovación, Ciencia y Empresa).

* Universidad de Málaga.

Fecha de recepción: 6 de Febrero de 2012. Fecha de aceptación: 27 de Noviembre de 2013.

Cuestionario	Variables que mide	Forma respuesta	Ítems	Propiedades psicométricas		
				Consistencia interna	Índice generaliz	A. F. C.
<i>Batería de test psicológicos Salamanca para deportistas</i> (BTP-D), Fernández, Fernández y Mielgo, 1999.	– PMEB-D: Escala de personalidad, motivaciones, expectativa de éxito deportivo y beneficios en la salud y en el bienestar psicológico. – ANS-D: Escala de ansiedad situacional en deportistas de alta competición. – STR-D: Escala de stress para deportistas de alta competición.	V-F	118	Escala PMEB-D: – Autocontrol .76 – Ansiedad .68 – Autoestima .71 – Autoconfianza .65 – Autoeficacia .67 – Cohesión .63 Escala ANS-D: .68 Escala STR-D: .71	No existen datos	No existen datos
<i>Cuestionario Características Psicológicas relacionadas con el Rendimiento Deportivo</i> (CPRD), Gimeno, Buceta y Pérez-Llantada, 1999.	– Control del estrés. – Influencia de la evaluación del rendimiento. – Motivación – Habilidad mental – Cohesión de equipo.	0-4	55	Alfa global= .85 Alfa por escalas: – Control estrés= .88 – Influencia de la evaluación del rendimiento= .72 – Motivación=.67 – Habilidad mental=.34 – Cohesión de equipo=.78	No existen datos	No existen datos
<i>Inventario de Ejecución Deportiva</i> (IPED), Hernández-Mendo, 2006.	– Autoconfianza (AC). – Control afrontamiento negativo (CAN). – Control atencional (CAT). – Control visuoespacial (CVI). – Nivel motivacional (NM). – Control afrontamiento positivo (CAP). Control actitudinal CACT).	1-5	42	Alfa por escalas: – AC entre .63 y .75. – CAN entre .63 y .73. – CAT entre .68 y .72. – CVI entre .53 y .70. – NM entre .66 y .69. – CAP entre .61 y .74. – CACT entre .63 y .75.	AC=.75 CAN=.72 CAT=.70 CVI=.70 NM=.66 CAP=.74 CACT=.75	GFI, CFI, NFI, AGFI entre .95 y .99 en todas las escalas. RMSEA, RMR y SRMR por debajo de .10 en todas las escalas.

Tabla 1. Características de los cuestionarios en castellano para evaluar el perfil de ejecución deportiva.

El IPED es una herramienta de evaluación para detectar puntos psicológicos fuertes/débiles en los deportistas. Se plantea como una prueba útil en una fase temprana de la evaluación psicológica como herramienta de *screening*, o, bien, una vez detectadas ciertas dificultades, o sospechadas, permite confirmar las observaciones o diagnóstico inicial.

Esta replicación debe cubrir claramente los siguientes objetivos, comprobar las propiedades psicométricas del cuestionario IPED, y la bondad de ajuste al modelo teórico planteado, utilizando una muestra mucho mayor que la utilizada en el trabajo inicial (Hernández-Mendo, 2006). Este objetivo se puede concretar en cuatro cuestiones clave: 1) ¿Existen diferencias en las dimensiones del cuestionario en función de las variables sociodemográficas?; 2) ¿Es el IPED una herramienta adecuada para medir las características psicológicas de deportistas pertenecientes a distintas modalidades?; 3) Con la nueva muestra, ¿hay algún modelo que se ajuste mejor a la población que el modelo original de 7 dimensiones? y 4) ¿Cuáles son los resultados obtenidos comparados con los que se obtuvieron en el trabajo previo?

Método

Participantes

En este estudio se ha administrado el cuestionario a un total de 3434 participantes, de los cuales 1066 son mujeres (31 %), 2356 son hombres (68.6 %), y 12 personas (0.35 %) no ha contestado a la pregunta sobre su género. El rango de edad se sitúa entre 10 y 55 años (media = 22.38; *DE* = 7.38). Se presenta la Tabla 2 con la frecuencia y el porcentaje en relación al género recogidas en intervalos con una amplitud de 5 años.

En la Tabla 2 se observa que, la mayor frecuencia de la muestra, tiene entre 16 y 20 años, acumulando el 41.56% de la muestra, en el caso de los hombres, y el 34.97%, en el caso de las mujeres.

Intervalo edad	Mujeres			Hombres		
	Frec	% relativo	% acumulado	Frec	% relativo	% acumulado
10 - 15	166	15.57	15.57	176	7.47	7.47
16 - 20	443	41.56	57.13	824	34.97	42.44
21 - 25	346	32.46	89.59	737	31.28	73.72
26 - 30	82	7.69	97.28	332	14.09	87.81
31 - 35	22	2.06	99.34	132	5.60	93.41
36 - 40	2	0.19	99.53	44	1.87	95.28
41 - 45	0	0.00	99.53	44	1.87	97.15
46 - 50	1	0.09	99.62	27	1.15	98.30
51 - 55	4	0.38	100.00	16	0.68	98.98
56 - 60	0	0.00	100.00	10	0.42	99.40
61 - 65	0	0.00	100.00	14	0.59	99.99

Tabla 2. Frecuencia, porcentaje relativo y porcentaje acumulado de intervalos de edad en mujeres y hombres.

Con respecto a las modalidades deportivas, en la Tabla 3, se observa que la mayor frecuencia se encuentra en la modalidad deportiva "atletismo", mientras que la menor correspondería a *skate*. En cuanto al género de los participantes y la distribución de las modalidades las frecuencias varían. Los hombres presentan

la mayor frecuencia en "atletismo", y la menor en "aerobic". Las mujeres presentan la mayor frecuencia en "deporte universitario", esto hace referencia a participar en alguna actividad deportiva universitaria. La frecuencia menor está en "Fútbol".

Modalidad deportiva	Total			Mujeres			Hombres		
	Frec	% relativo	% acumulado	Frec	% relativo	% acumulado	Frec	% relativo	% acumulado
Atletismo	773	22.51	22.51	528	22.41	22.41	237	22.23	22.23
Mountain bike	510	14.85	37.36	440	18.68	41.09	70	6.57	28.80
Artes marciales	215	6.26	43.62	170	7.22	48.30	45	4.22	33.02
D. Universitario	658	19.16	62.78	254	10.78	59.08	404	37.90	70.92
Ciclismo	117	3.41	66.19	58	2.46	61.54	59	5.53	76.45
Natación	107	3.12	69.31	79	3.35	64.90	28	2.63	79.08
Fútbol	296	8.62	77.93	296	12.56	77.46	12	1.13	80.21
Baloncesto	110	3.20	81.13	98	4.16	81.62	50	4.69	84.90
Balonmano	114	3.32	84.45	62	2.63	84.25	24	2.25	87.15
Skate	102	2.97	87.42	76	3.23	87.48		0.00	87.15
Waterpolo	112	3.26	90.68	112	4.75	92.23		0.00	87.15
Volleyball	105	3.06	93.74	78	3.31	95.54	27	2.53	89.68
Triathlon	107	3.12	96.85	83	3.52	99.07	24	2.25	91.93
Aerobic	108	3.15	100.00	22	0.93	100.00	86	8.07	100.00
	3434			2356			1066		

Tabla 3. Frecuencia, porcentaje relativo y porcentaje acumulado de las modalidades deportivas en la muestra y distribución por razón de género.

Esta muestra se obtuvo en competiciones de distintas modalidades deportivas de carácter autonómico, nacional e internacional. Todas las competiciones se celebraron en la comunidad autónoma de Andalucía. El muestreo y el diseño utilizados fueron iguales que el estudio original; muestreo polietápico, estratificado y por conglomerados, para lo cual se

utilizó los calendarios deportivos y las inscripciones de participantes de las distintas federaciones. En cuanto al diseño, desde el punto de vista de la metodología de encuestas, es un diseño transversal. Todos los deportistas encuestados dieron su consentimiento para responder el cuestionario.

Instrumento

El cuestionario IPED consta de 42 ítems, divididos en siete escalas, a saber: (1) *Autoconfianza* (AC - ítems 1, 8, 15, 22, 29 y 36); (2) *Control de Afrontamiento Negativo* (CAN - ítems 2, 9, 16, 23, 30, 37); (3) *Control Atencional* (CAT - ítems 3, 10, 17, 24, 31 y 38); (4) *Control Visuoimaginativo* (CVI: 4, 11, 18, 25, 32 y 39); (5) *Nivel Motivacional* (NM: 5, 12, 19, 26, 33 y 40); (6) *Control de Afrontamiento Positivo* (CAP: 6, 13, 20, 27, 34 y 41); (7) *Control Actitudinal* (CACT: 7, 14, 21, 28, 35 y 42).

Procedimiento

La recogida de datos abarca desde octubre de 2005 hasta noviembre de 2008, durante la cual se han encuestado a 3434 deportistas, pertenecientes a distintas modalidades deportivas. Los cuestionarios fueron administrados por un grupo de ocho colaboradores (que recibieron formación específica para participar en la investigación). Los deportistas contestaron el cuestionario individualmente antes de iniciar el calentamiento (con el fin de evitar que los resultados de la competición influyeran en las respuestas). Cada deportista respondió al cuestionario en una sola ocasión.

Análisis de datos

En la realización del análisis se ha utilizado la hoja de cálculo Excel de *Microsoft*©2003 y los software estadísticos SPSS v. 18.0, LISREL 8.30 (Jöreskog y Sijrbom, 1993) y PRELIS 2.30 (Jöreskog y Sijrbom, 1993).

La estimación de propiedades psicométricas se realiza en dos fases, a saber: (1) Análisis factorial confirmatorio del modelo original de 7 dimensiones utilizando una estrategia de máxima verosimilitud. Junto a los índices de ajuste se ha estimado la fiabilidad compuesta (grado de consistencia entre los indicadores con el constructo latente), la varianza media extractada (la cantidad de la varianza de los indicadores capturada por el constructo comparada con la capturada por el error de medida), la validez convergente (validez de los indicadores utilizados para medir los constructos de interés) y la validez discriminante (independencia de las variables latentes entre sí y que por tanto representan constructos diferentes). (2) Con el objetivo de estudiar si existe un modelo con mejor ajuste, se llevo a cabo un segundo análisis factorial confirmatorio con dos de las

submuestras (deporte universitario y atletismo), considerando que: (a) Se agrupan las escalas, planteando la existencia de un modelo hipotético de tres dimensiones, que recogen las siete inicialmente planteadas. Estas nuevas escalas serían: (i) Control 1: recoge las escalas de “control actitudinal”, “control de afrontamiento positivo” y “control de afrontamiento negativo”, agrupa tres características psicológicas de corte cognitivo, muy relacionadas con la capacidad de autocontrol ante situaciones adversas. (ii) Control 2: agrupa las escalas de “control atencional” y “control visuoimaginativo”, recoge las características psicológicas relacionadas con procesos perceptivos. (iii) Aspectos motivacionales: agrupa las escalas “autoconfianza” y “nivel motivacional”, recoge los procesos psicológicos subyacentes que determinan el establecimiento y la orientación de metas. (b) En el último análisis se incluyen todos los ítems y variables. Esta estrategia permite comprobar si hay ítems que saturan en varias escalas a la vez y determinar si a nivel estadístico existe un modelo con mejor ajuste.

Resultados

Se presentan los datos estimados del modelo teórico de 7 dimensiones (características psicológicas medidas) y 42 indicadores (ítems). Se asume que las variables latentes son independientes entre sí (no covarian) y que los ítems saturan en una sola variable latente. Por esto, se analiza cada escala por separado. No se ha detectado multicolinealidad. A pesar de que los ítems presentan normalidad multivariada, se ha optado por realizar los análisis con datos normalizados y sin normalizar (utilizando para este fin el procedimiento establecido en el programa PRELIS), con el fin de estimar el efecto de la normalización en los distintos indicadores y dotar a la investigación de mayor fortaleza (DuToit, DuToit y Hawkins, 2008).

Replica del modelo de 7 dimensiones

En primer lugar, se exponen los resultados de la prueba de significación estadística de Chi- Cuadrado (χ^2) para cada una de las variables latentes con datos normalizados y sin normalizar (ver Tabla 4).

Variable latente	Chi-Cuadrado*	p	Chi- Cuadrado**	P
AC	235.20	.0	169.86	.0
CACT	214.64	.0	145.26	.0
CAN	371.25	.0	258.61	.0
CAP	240.10	.0	157.57	.0
CAT	234.14	.0	164.52	.0
CVI	164.96	.0	110.64	.0
NM	198.06	.0	119.59	.0

Tabla 4. Prueba de significación estadística χ^2 , con datos sin normalizar (*) y con datos normalizados (**). Autoconfianza (AC), Control actitudinal (CACT), Control afrontamiento negativo (CAN), Control afrontamiento Positivo (CAP), Control Atencional (CAT), Control visuoimaginativo (CVI) y Nivel motivacional (NM).

También es importante tener en cuenta los otros índices de bondad de ajuste absolutos. A continuación se exponen una tabla

con los resultados obtenidos para cada una de las escalas (Tabla 5):

Var. latente*	GFI*	GFI**	RMR*	RMR**	SRMR*	SRMR**	RSMEA*	RSMEA**
AC	.98	.98	.04	.04	.04	.04	.09	.07
CACT	.98	.99	.04	.03	.04	.03	.08	.07
CAN	.97	.98	.06	.05	.06	.05	.11	.09
CAP	.98	.98	.04	.04	.04	.04	.09	.07
CAT	.98	.98	.05	.04	.05	.04	.09	.07
CVI	.98	.99	.03	.03	.03	.03	.07	.06
NM	.98	.99	.04	.03	.04	.03	.08	.06

Tabla 5. Índices de bondad de ajuste absolutos con datos con datos sin normalizar (*) y con datos normalizados (**). Autoconfianza (AC), Control actitudinal (CACT), Control afrontamiento negativo (CAN), Control afrontamiento Positivo (CAP), Control Atencional (CAT), Control visuoimaginativo (CVI) y Nivel motivacional (NM).

El índice de bondad de ajuste (GFI) representa el grado de ajuste conjunto. Valores superiores a .9 indican un buen ajuste (Arias, 2008; Verdugo, Arias, Gómez y Schalock, 2010). Como se ve en la Tabla 5, para todas las escalas (tanto con datos normalizados como sin normalizar), este índice supera el .9.

El Residuo Cuadrático Medio (RMR) y el Residuo Cuadrático Medio Estandarizado (SRMR) se consideran aceptables cuando sus valores se encuentran entre .05 y .08. (Arias, 2008; Mulaik, 2009; Verdugo, Arias, Gómez y Schalock, 2010; Kline, 2011). Cuanto más se acerque al 0 más ajuste global indica. Como se observa en la Tabla 5, todos los índices se encuentran cercanos a 0, por lo que podemos concluir que estos dos índices muestran un buen ajuste global para todas las escalas.

El Error de Aproximación Cuadrático Medio (RMSEA) se basa en el análisis de los errores (el valor óptimo está próximo a cero). Los valores que pueden considerarse buenos son inferiores

a .05, razonables o aceptables los valores entre .05 y .08, mediocre entre .08 y .1. Superiores a .1 no son aceptables. En la tabla 5 se observa que los resultados mejoran utilizando datos normalizados. Los datos normalizados presentan un valor de RMSEA menor a .1. Todas las escalas presentan valores aceptables. Es importante señalar que el ajuste no se puede valorar en función de un solo índice, es necesario estudiar los resultados obtenidos en todos los índices para obtener una visión global.

Las medidas de ajuste incremental evalúan el ajuste del modelo propuesto comparado con un modelo nulo (modelo de un único factor sin error de medida). Todos ellos son aceptables en torno a .90. Se utiliza el índice de ajuste comparado (CFI) y uno de los índices de Bentler-Bonett, el índice de ajuste normalizado (NFI), son los utilizados en el trabajo inicial (Hernández-Mendo, 2006), ver Tabla 6.

Variable latente	CFI*	CFI**	NFI*	NFI**
AC	.94	.94	.94	.94
CACT	.93	.94	.93	.94
CAN	.87	.89	.87	.88
CAP	.93	.93	.92	.93
CAT	.88	.96	.88	.89
CVI	.97	.97	.97	.97
NM	.91	.93	.91	.92

Tabla 6. Índices de ajuste incremental con datos sin normalizar (*) y con datos normalizados (**). Autoconfianza (AC), Control actitudinal (CACT), Control afrontamiento negativo (CAN), Control afrontamiento Positivo (CAP), Control Atencional (CAT), Control visuoimaginativo (CVI) y Nivel motivacional (NM).

Los índices obtenidos con datos normalizados (ver Tabla 6), todos obtienen un nivel adecuado (.90). Hay que destacar el resultado obtenido en la escala de control visuoimaginativo, cercano a 1. Hay dos escalas (Control Atencional y Control de Afrontamiento Negativo) cuyos índices se encuentran ligeramente por debajo del .90. De forma general, se puede concluir que el resultado en estos índices demuestra un buen ajuste incremental del modelo propuesto.

La fiabilidad compuesta es la fiabilidad del constructo, refleja el grado de consistencia de los indicadores o variables observadas con la medida del constructo latente, tal y como el modelo ha especificado (el valor mínimo recomendado debe ser igual a .70). Una medida complementaria a la fiabilidad compuesta es la varianza media extractada (pv). Cuando $pv > .50$, se puede afirmar que una cantidad sustancial de la varianza de los indicadores es capturada por el constructo, comparada con la capturada por el error de medida.

Variable latente	FC*	FC **	VME*	VME **	AGFI*	AGFI**
Autoconfianza	.70	.74	.56	.60	.95	.96
Control actitudinal	.66	.72	.53	.58	.95	.97
Control afrontamiento negativo	.74	.78	.60	.63	.92	.94
Control afrontamiento positivo	.66	.71	.53	.57	.95	.96
Control atencional	.66	.71	.53	.57	.95	.96
Control visuoimaginativo	.74	.79	.59	.64	.96	.98
Nivel motivacional	.68	.73	.55	.59	.96	.97

Tabla 7. Fiabilidad compuesta y varianza media extractada de las escalas con datos sin normalizar (*) y con datos normalizados (**). FC (fiabilidad compuesta) VME (varianza media extractada - pv).

En la Tabla 7 se observa cómo, con las puntuaciones normalizadas, todas las escalas obtienen un valor superior a .70, lo que demuestra que los indicadores son consistentes para la medida del constructo en todas las escalas. Asimismo en todas las escalas la varianza media extractada es superior .50, se puede afirmar que un porcentaje importante de la varianza de los indicadores es capturada por el constructo, comparada con la capturada por el error de medida.

El AGFI penaliza a los modelos en función del número de parámetros liberados. Cuanto más parámetros, más decrecen los indicadores. Para considerarlo adecuado su valor debe ser superior a .90. Como se refleja en la Tabla 7, todos los índices se encuentran por encima de .90, tanto para los datos normalizados como para los no normalizados.

La validez convergente proporciona evidencia de la validez de los ítems utilizados para medir los constructos de interés. Los

valores significativos de t indican que todos los ítems evalúan el mismo constructo ($t \geq 1.96$). Las saturaciones factoriales, por su parte, se considera aceptable un valor por encima de .30 (Arias, 2008; Mulaik, 2009; Verdugo, Arias, Gómez y Schalock, 2010; Kline, 2011).

En Tabla 8 figuran los valores t y las saturaciones para cada indicador de cada una de las escalas:

Los 42 indicadores obtienen un valor por encima de |1.96|, por tanto se rechaza la H_0 y se acepta la H_1 (los valores son mayores a 1.96). Se puede concluir que estos 42 ítems representan el constructo en el que saturan. Por otro lado, las saturaciones son superiores a .30 en su gran mayoría, salvo la de un ítem (CAT24) de la escala de control atencional y dos ítems de la escala de nivel motivacional (NM33 y NM40), aunque estos últimos se encuentran muy cerca del .30, con valores de .24 y .29 respectivamente.

Factor	Ítem	Valor t^*	Valor t^{**}	Saturaciones*	Saturaciones**
Autoconf.	AC1	22.76	19.81	.42	.38
	AC8	33.40	29.46	.59	.55
	AC15	30.36	26.72	.55	.50
	AC22	24.27	21.81	.45	.42
	AC29	42.74	37.54	.73	.69
	AC36	37.75	33.30	.66	.62
Control actitudinal	CACT7	30.66	25.97	.57	.52
	CACT14	23.92	20.19	.46	.41
	CACT21	36.87	30.04	.67	.60
	CACT28	24.06	21.27	.46	.43
	CACT35	29.12	25.00	.54	.50
	CACT42	29.63	26.51	.55	.53
Control afrontamiento positivo	CAP6	25.45	21.81	.48	.44
	CAP13	29.23	24.28	.54	.49
	CAP20	18.83	17.14	.36	.35
	CAP27	30.37	26.55	.56	.53
	CAP34	32.97	27.68	.61	.55
	CAP41	36.80	29.06	.67	.58
Control afrontamiento negativo	CAN2	16.30	14.20	.33	.29
	CAN9	29.25	25.91	.56	.53
	CAN16	33.43	29.61	.64	.60
	CAN23	25.23	22.49	.49	.46
	CAN30	26.92	23.82	.52	.48
	CAN37	26.78	23.57	.52	.48
Control atencional	CAT3	20.91	18.44	.42	.38
	CAT10	12.11	10.67	.24	.22
	CAT17	27.31	23.86	.54	.50
	CAT24	-2.43	-2.37	-.05	-.05
	CAT31	25.35	22.25	.50	.47
	CAT38	35.82	30.77	.76	.71
Control visuoimag.	CVI4	41.19	35.99	.69	.63
	CVI11	24.21	21.36	.44	.40
	CVI18	35.23	30.74	.60	.55
	CVI25	46.63	41.24	.76	.71
	CVI32	31.56	27.92	.55	.51
	CVI39	38.76	34.56	.65	.61
Nivel motivacional	NM5	26.68	22.85	.52	.47
	NM12	38.01	31.73	.75	.70
	NM19	29.62	25.14	.57	.52
	NM26	22.08	18.56	.43	.38
	NM33	11.90	10.04	.24	.21
	NM40	14.82	12.84	.29	.27

Tabla 8. Valores t de los indicadores, con datos sin normalizar (*) y con datos normalizados (**).

Modelo de tres dimensiones

Con el objetivo de comprobar si el modelo de 7 dimensiones tiene un mejor ajuste o si existen otros que lo hacen de manera más óptima a nivel estadístico, se estudiaron las propiedades psicométricas de otro modelo hipotético. En éste se agrupan los ítems en tres dimensiones (modelo H3D). Como ya se ha mencionado, en la escala “control 1” se agrupan tres características psicológicas de corte cognitivo. La escala “control 2” recoge las características psicológicas relacionadas con

procesos perceptivos. Por último, la escala “aspectos motivacionales” recoge dos escalas que, a través de los procesos psicológicos subyacentes, determinan el establecimiento y la orientación de metas. Para valorar la bondad de ajuste del modelo, hay que tener en cuenta los índices de bondad de ajuste absolutos (GFI, RMR, SRMR, RSMEA). A continuación, se presenta una tabla con los resultados obtenidos para cada una de las escalas del nuevo modelo y los índices de cada variable que las componen por separado.

Índices Bondad	Variables									
	CONTR.1	CAN	CAP	CACT	CONTR.2	CVI	CAT	Aspectos motivacionales	NM	AC
GFI	.91	.98	.98	.99	.93	.99	.98	.89	.99	.98
RMR	.06	.05	.04	.03	.07	.03	.04	.07	.03	.04
SRMR	.05	.05	.04	.03	.07	.03	.04	.07	.03	.04
RSMEA	.08	.09	.07	.07	.09	.06	.07	.12	.06	.07

Tabla 9. Índices de bondad de ajuste de la escala “Control 1”, “Control 2” y “Aspectos motivacionales” del modelo de 3 dimensiones (H3D). CAN (Control Afrontamiento Negativo), CAP (Control de Afrontamiento Positivo), CACT (Control Actitudinal), CVI (Control Visuoimaginativo), CAT (Control Atencional), NM (Nivel Motivacional) y AC (Autoconfianza).

El GFI representa el grado de ajuste conjunto, los valores superiores a .9 indican un buen ajuste. Como se ve en la Tabla 9, el índice está por encima de .90, sin embargo los correspondientes a las tres variables que componen “Control 1”, por separado, obtienen unos índices mayores, más cercanos a 1, lo que refleja un mejor ajuste de este modelo. El índice de la escala “Control 2” también es menor que el GFI correspondiente a las dos variables por separado.

El RMR y SRMR se consideran aceptables cuando sus valores se encuentran entre .05 y .08. Cuanto más se acerque al 0 más ajuste global indica. Como se observan en la Tabla 9 los residuos cuadráticos son menores en las variables que se valoran por separado, con respecto a las escalas globales. Así, el ajuste global de las variables en el modelo de tres dimensiones es menor

que el ajuste del modelo de siete dimensiones. De igual manera el RMSEA se basa en el análisis de los errores (el valor óptimo se sitúa por debajo de .10). En la misma tabla se observa que la escala “Control 1” obtiene un valor mayor (.080) que dos de las tres escalas que la componen (.090, .069 y .066), por lo que la macroescala tiene un mayor componente de error. Por otro lado, la escala “Control 2”, con un RMSEA de .087, también supera los valores de las variables CVI y CAT, por lo que también se asocia una mayor proporción de error.

Continuando con el análisis, en relación a las Medidas de Ajuste Incremental, utilizando dos índices, CFI y NFI, se comparan los resultados obtenidos en las variables del modelo de 7 dimensiones con respecto al modelo de 3. Ver Tabla 10.

Índices ajuste incremental	Variables									
	CONTR.1	CAN	CAP	CACT	CONTR.2	CVI	CAT	Aspectos motivacionales	NM	AC
CFI	.77	.89	.93	.94	.93	.96	.97	.74	.94	.93
NFI	.76	.88	.93	.94	.78	.89	.97	.73	.94	.94
Fiab. compuesta	.85	.72	.71	.68	.78	.55	.79	.80	.74	.63
Varianza media extractada	.59	.59	.58	.55	.64	.49	.64	.65	.60	.51
AGFI	.89	.97	.96	.94	.90	.98	.96	.84	.96	.97

Tabla 10. Índices de ajuste incremental (CFI y NFI), Fiabilidad compuesta, Varianza media extractada y AGFI para la variable “Control 1”, “Control 2” y “Aspectos motivacionales” del modelo 3 dimensiones (H3D). CAN (Control Afrontamiento Negativo), CAP (Control de Afrontamiento Positivo), CACT (Control Actitudinal), CVI (Control Visuoimaginativo), CAT (Control Atencional), NM (Nivel Motivacional) y AC (Autoconfianza).

El valor óptimo de estos índices está cercano a 1 (Arias, 2008). En la Tabla 10 se observa que los valores de CFI y NFI están más próximos a la unidad en el modelo de 7 dimensiones que en el modelo de 3, esto implica que su ajuste es mejor. Esto ocurre para las “Control 1”, “Control 2” y “Aspectos motivacionales”, ya que los índices de ajuste incremental son menores que los propios de las escalas (CAT, CVI, AC, NM) por separado. Estos datos apoyan al modelo de 7 dimensiones con respecto al modelo de 3.

En cuanto a la Fiabilidad compuesta y varianza media extractada, el nivel mínimo es de .70. y la varianza media extractada debería ser mayor de .50 para concluir que una cantidad sustancial de la varianza es capturada por el constructo (Arias, 2008).

En la Tabla 10 se observa que el valor de la fiabilidad compuesta es mayor en la dimensión “Control 1” que en las variables que la componen, por esto se puede concluir que los

indicadores se muestran más consistentes a la hora de medir el constructo en el modelo de 3 dimensiones que en el de 7 dimensiones. Por otro lado, la varianza media extractada es igual o ligeramente menor, así el constructo capta aproximadamente la misma cantidad de varianza que en el modelo de 3 dimensiones. En la tabla 10 el AGFI de las escalas del modelo de 7 dimensiones (CACT, CAP, CAN, CVI, CAT, AC y NM) está más cercano a 1 que los índices de las macroescalas del modelo de 3 dimensiones, esto significa que el primero presenta mayor parsimonia, es decir, el número de coeficientes estimados es menor con respecto a la calidad de ajuste del modelo.

Además existe validez convergente si las saturaciones de los indicadores son estadísticamente significativas, es decir $t \geq |1.96|$. Las saturaciones factoriales, por su parte, deben estar por encima de .30 (Arias, 2008). En la siguiente tabla se recogen los valores t y las saturaciones factoriales en el modelo 7 dimensiones y en las escalas del modelo hipotético de 3 dimensiones.

Ítem	Validez Convergente Valor t modelo 7D	Validez Convergente Valor t modelo H3D	Saturaciones Modelo 7D	Saturaciones Modelo H3D
CACT7	30.66	36.62	.57	.61
CACT14	23.92	24.35	.46	.42
CACT21	36.87	30.07	.67	.51
CACT28	24.06	25.05	.46	.44
CACT35	29.12	27.29	.54	.47
CACT42	29.63	29.46	.55	.50
CAP6	25.45	30.96	.48	.53
CAP13	29.23	26.98	.54	.47
CAP20	18.83	19.84	.36	.35
CAP27	30.37	28.66	.56	.50
CAP34	32.97	32.83	.61	.56
CAP41	36.80	30.33	.67	.52
CAN2	16.30	16.53	.33	.32
CAN9	29.25	24.19	.56	.46
CAN16	33.43	33.05	.64	.61
CAN23	25.23	21.18	.49	.41
CAN30	26.92	26.22	.52	.49
CAN37	26.78	29.25	.52	.54
CAT3	20.91	18.88	.42	.39
CAT10	12.11	10.40	.24	.22
CAT17	27.31	25.01	.54	.57
CAT24	-2.43	-2.35	-.05	-.05
CAT31	25.35	22.16	.50	.46
CAT38	35.82	30.88	.76	.69
CVI4	41.19	35.77	.69	.63
CVI11	24.21	21.61	.44	.40
CVI18	35.23	31.58	.60	.57
CVI25	46.63	40.38	.76	.70
CVI32	31.56	27.98	.55	.51
CVI39	38.76	34.89	.65	.62
NM5	26.68	22.33	.52	.41
NM12	38.01	42.01	.75	.70
NM19	29.62	29.63	.57	.52
NM26	22.08	26.77	.43	.48
NM33	11.90	36.17	.24	.62
AC1	22.76	37.34	.42	.64
AC8	33.40	34.79	.59	.60
AC15	30.36	25.35	.55	.46
AC22	24.27	17.25	.45	.32
AC29	42.74	20.82	.73	.38

Tabla 11. Valores t y saturaciones factoriales de los ítems en el modelo 7D y H3D. Los valores en negrita señalan que el valor es mayor en el modelo H3D.

En la Tabla 11 los valores de las saturaciones y valores t del modelo 7D y del modelo H3D, 28 de los 42 valores *t* se encuentran por encima en el modelo 7D, lo que indica que la validez convergente del constructo es mejor estimada en el modelo 7D. Si se observan los ítems pertenecientes a la macroescala “aspectos motivacionales”, que contienen las escalas “nivel motivacional” y “autoconfianza” del modelo 7D, sólo 5 de los 12 valores *t* y 7 de las 12 saturaciones se encuentran por encima en el modelo 7D, así es la macroescala que más peso recibe. Por su parte, 32 de las 42 saturaciones también son superiores en el modelo 7D.

Comparación de estudios

Este trabajo, como se ha mencionado, replica un estudio anterior (Hernández-Mendo, 2006). Es necesario, en este sentido, comparar los resultados obtenidos en cuanto a la bondad de ajuste, fiabilidad compuesta y validez media extractada. Para esto, se presentan a continuación varias tablas donde se recogen los índices resultantes de ambos estudios.

			Escalas						
Índices			AC	CACT	CAP	CAN	CAT	CVI	NM
			GFI	E1	.99	.99	.99	.99	.99
	E2	.98	.99	.98	.98	.98	.99	.99	
RMR	E1	.04	.05	.04	.05	.03	.03	.03	
	E2	.04	.03	.04	.05	.04	.03	.03	
SRMR	E1	.04	.05	.04	.05	.03	.03	.03	
	E2	.04	.03	.04	.05	.04	.03	.03	
RMSEA	E1	.08	.09	.08	.08	.04	.08	.06	
	E2	.07	.07	.07	.09	.07	.06	.06	

Tabla 12. Índices de bondad de ajuste en estudio 1 y 2. E1 = Estudio preliminar. E2 = Estudio actual.

Como se observa en la Tabla 12 el índice GFI se encuentra entre 0.98 y 1 en todas las escalas y en los dos estudios, por lo que se confirma, en este sentido, la bondad de ajuste conjunto. En todas las escalas el RMR y SRMR tiene un nivel óptimo, por debajo de .05, lo que indica un buen ajuste global. Por otra parte, el RMSEA tiene un valor inferior de .10 en todos los casos, por lo que no se debe rechazar el modelo en base al error.

En las escalas “Autoconfianza (AC)”, “Control Afrontamiento Positivo (CAP)” y “Control Visuoimaginativo (CVI)” han mejorado el RMR, SRMR y RMSEA, lo que indica un ajuste global más adecuado, sin embargo, el GFI se muestra más bajo, aunque los valores siguen reflejando un muy buen ajuste. En las

escalas “Control Actitudinal (CACT)” y “Nivel Motivacional (NM)” mejoran todos los índices. En las escalas “Control Afrontamiento Negativo (CAN)” y “Control Atencional (CAT)” ninguno de los valores mejora, pero se mantienen en niveles adecuados, siendo los resultados son muy parecidos a los del estudio primero.

Los índices incrementales evalúan el ajuste incremental del modelo 7D comparado con un modelo nulo (modelo de un único factor sin error de medida). Todos ellos aceptables en torno a .90 (Arias, 2008).

			Escalas						
Índices			AC	CACT	CAP	CAN	CAT	CVI	NM
			CFI	E1	.99	.97	.98	.98	.96
	E2	.94	.94	.93	.89	.98	.97	.93	
NFI	E1	.98	.95	.97	.96	.99	.99	.98	
	E2	.94	.94	.93	.88	.89	.97	.92	
AGFI	E1	.98	.98	.98	.97	.98	.99	.99	
	E2	.96	.97	.96	.94	.96	.98	.97	

Tabla 13. Comparación de índices de ajuste incremental y AGFI. E1: estudio preliminar. E2: estudio actual. AC: Autoconfianza. CACT: Control Actitudinal. CAP: Control de Afrontamiento Positivo. CAN: Control de Afrontamiento Negativo. CAT: Control Atencional. CVI: Control Visuoimaginativo. NM: Nivel Motivacional.

En la Tabla 13 se observa que, aunque los índices de ajuste incremental han bajado en el estudio actual, tienen niveles adecuados en todas las escalas, en torno a .90. En esta misma tabla se compara el índice AGFI en ambos estudios. Aunque se observa que ha bajado ligeramente en todas las escalas, su nivel sigue siendo elevado, lo que indica que el número de parámetros utilizado es adecuado para la información que se pretende obtener, es decir, no hay indicadores insignificantes.

En resumen se puede decir que se han replicado los resultados del trabajo previo, ya que los índices estimados siguen obteniendo valores adecuados, que indican que el modelo ajusta

correctamente. En general, los resultados han mejorado, lo que indica un mejor ajuste global.

Análisis GLM Multivariante

Se realiza un análisis GLM multivariante, los contrastes (Traza de Pillai, Lambda de Wilks, Traza de Hotelling y la Raíz mayor de Roy) para todas las variables son significativos. Las pruebas de los efectos intersujetos son todas significativas, a excepción del control atencional en función del género y de la autoconfianza en la interrelación entre la edad y el género.

Pruebas de los efectos inter-sujetos						
Origen	Variable dependiente	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	AC	18696.59	102.00	183.30	11.16	.00
	CAN	20092.55	102.00	196.99	13.13	.00
	CAT	12934.43	102.00	126.81	7.75	.00
	CVI	23213.20	102.00	227.58	8.23	.00
	NM	13430.54	102.00	131.67	11.31	.00
	CAP	15042.47	102.00	147.48	15.19	.00
	CACT	19440.45	102.00	190.59	20.92	.00
Intersección	AC	48815.75	1.00	48815.75	2971.09	.00
	CAN	37684.43	1.00	37684.43	2511.95	.00
	CAT	39619.82	1.00	39619.82	2421.44	.00
	CVI	49336.33	1.00	49336.33	1784.26	.00
	NM	47832.96	1.00	47832.96	4108.22	.00
	CAP	55675.31	1.00	55675.31	5733.18	.00
	CACT	53906.64	1.00	53906.64	5915.64	.00
edad	AC	781.40	10.00	78.14	4.76	.00
	CAN	1639.18	10.00	163.92	10.93	.00
	CAT	1113.59	10.00	111.36	6.81	.00
	CVI	1280.38	10.00	128.04	4.63	.00
	NM	345.21	10.00	34.52	2.96	.00
	CAP	713.23	10.00	71.32	7.34	.00
	CACT	1451.78	10.00	145.18	15.93	.00
deporte	AC	3088.09	13.00	237.55	14.46	.00
	CAN	2933.25	13.00	225.63	15.04	.00
	CAT	1486.13	13.00	114.32	6.99	.00
	CVI	2928.50	13.00	225.27	8.15	.00
	NM	4078.65	13.00	313.74	26.95	.00
	CAP	3276.30	13.00	252.02	25.95	.00
	CACT	2941.07	13.00	226.24	24.83	.00
genero	AC	212.81	2.00	106.40	6.48	.00
	CAN	139.43	2.00	69.71	4.65	.01
	CAT	37.44	2.00	18.72	1.14	.32
	CVI	216.58	2.00	108.29	3.92	.02
	NM	127.22	2.00	63.61	5.46	.00
	CAP	277.24	2.00	138.62	14.27	.00
	CACT	180.16	2.00	90.08	9.89	.00

Tabla 14. Análisis GLM Mutivariante. AC: Autoconfianza. CACT: Control Actitudinal. CAP: Control de Afrontamiento Positivo. CAN: Control de Afrontamiento Negativo. CAT: Control Atencional. CVI: Control Visuoimaginativo. NM: Nivel Motivacional.

Pruebas de los efectos inter-sujetos						
Origen	Variable dependiente	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
edad * deporte	AC	3441.88	42.00	81.95	4.99	.00
	CAN	4000.80	42.00	95.26	6.35	.00
	CAT	2508.03	42.00	59.72	3.65	.00
	CVI	5932.71	42.00	141.25	5.11	.00
	NM	3354.84	42.00	79.88	6.86	.00
	CAP	2577.65	42.00	61.37	6.32	.00
	CACT	5216.77	42.00	124.21	13.63	.00
edad * genero	AC	192.07	7.00	27.44	1.67	.11
	CAN	640.25	7.00	91.46	6.10	.00
	CAT	302.76	7.00	43.25	2.64	.01
	CVI	641.96	7.00	91.71	3.32	.00
	NM	477.51	7.00	68.22	5.86	.00
	CAP	474.28	7.00	67.75	6.98	.00
	CACT	517.17	7.00	73.88	8.11	.00
deporte * genero	AC	2780.26	10.00	278.03	16.92	.00
	CAN	1156.06	10.00	115.61	7.71	.00
	CAT	1230.74	10.00	123.07	7.52	.00
	CVI	2035.54	10.00	203.55	7.36	.00
	NM	831.93	10.00	83.19	7.15	.00
	CAP	565.99	10.00	56.60	5.83	.00
	CACT	1786.99	10.00	178.70	19.61	.00
edad * deporte * genero	AC	1060.81	15.00	70.72	4.30	.00
	CAN	1805.64	15.00	120.38	8.02	.00
	CAT	1388.84	15.00	92.59	5.66	.00
	CVI	1313.70	15.00	87.58	3.17	.00
	NM	1322.26	15.00	88.15	7.57	.00
	CAP	921.63	15.00	61.44	6.33	.00
	CACT	836.63	15.00	55.78	6.12	.00
Error	AC	54663.49	3327.00	16.43		
	CAN	49911.85	3327.00	15.00		
	CAT	54436.66	3327.00	16.36		
	CVI	91994.64	3327.00	27.65		
	NM	38736.99	3327.00	11.64		
	CAP	32308.75	3327.00	9.71		
	CACT	30317.48	3327.00	9.11		
Total	AC	1859696.00	3430.00			
	CAN	1517865.00	3430.00			
	CAT	1623187.00	3430.00			
	CVI	1821537.00	3430.00			
	NM	1862408.00	3430.00			
	CAP	2016892.00	3430.00			
	CACT	1997839.00	3430.00			
Total corregida	AC	73360.09	3429.00			
	CAN	70004.40	3429.00			
	CAT	67371.08	3429.00			
	CVI	115207.84	3429.00			
	NM	52167.53	3429.00			
	CAP	47351.22	3429.00			
	CACT	49757.94	3429.00			

Tabla 14 (cont.). Análisis GLM Mutivariante. AC: Autoconfianza. CACT: Control Actitudinal. CAP: Control de Afrontamiento Positivo. CAN: Control de Afrontamiento Negativo. CAT: Control Atencional. CVI: Control Visuoimaginativo. NM: Nivel Motivacional.

Discusión

El primer objetivo de este trabajo era contrastar los resultados obtenidos en un estudio anterior (Hernández-Mendo, 2006). Con este fin se han comparado (Tabla 12) los valores de los principales índices de bondad de ajuste en el estudio previo y actual. En dos de las siete escalas (Nivel motivacional y Control Actitudinal) todas las pruebas (GFI, RMR, SRMR y RMSEA) se conservan en el mismo valor o mejoran. En tres escalas (Autoconfianza, Control de Afrontamiento Positivo y Control Visuoimaginativo) tres de las cuatro pruebas (RMR, SRMR y RMSEA) mejoran y la otra (GFI) se mantiene en los mismos niveles de aceptación. En las dos escalas restantes (Control Afrontamiento Negativo y Control Atencional) todas las pruebas se mantienen en los mismos niveles de aceptación.

En cuanto a las medidas de ajuste incremental y parsimonia, se han conseguido niveles adecuados para todas las escalas (Tablas 13), al igual que en el estudio preliminar. La fiabilidad compuesta alcanza unos niveles óptimos en 4 de las 7 escalas (Control de Afrontamiento, Control Afrontamiento Positivo Negativo, Nivel Motivacional y Control Atencional), lo que indica que los indicadores o variables observadas son consistentes en su medida del constructo latente. Los datos obtenidos en la varianza media extractada son óptimos, se han estudiado las ponderaciones de los ítems en otros constructos en el modelo H3D estudiado. Por todo lo anterior, se concluye que se han contrastado los resultados del estudio anterior en cuanto a la bondad de ajuste y parsimonia del modelo.

Como novedad en este trabajo con respecto al anterior, se ha estudiado un modelo alternativo al propuesto. Basándonos en la justificación teórica agrupamos las escalas en tres factores de orden superior (“Control 1”, “Control 2” y “Aspectos motivacionales”). Los resultados indican que el modelo H3D obtiene peores resultados, tanto las pruebas de bondad de ajuste, como las de ajuste incremental y parsimonia. Por otro lado, la fiabilidad compuesta mejora ligeramente y la varianza media extractada se mantiene en el mismo nivel. Si comparamos los valores t y las saturaciones de los ítems (tabla 11), se observa que: 28 de los 42 valores t , y 32 de las 42 saturaciones de los ítems, presentan mejores resultados en el modelo 7D. Tomando en consideración todas las pruebas, se puede

concluir que el modelo 7D muestra un mejor ajuste y es más parsimonioso que el alternativo.

Todos los valores t de los ítems se encuentran por encima de 1.96, implica que los ítems presentan una validez convergente satisfactoria, esto es, todos los indicadores de cada escala miden el mismo constructo. La validez discriminante entre las variables latentes es adecuada, sólo se ha podido estimar en el modelo H3D (en el que se consideraba la relación entre las escalas). En este caso queda demostrada para el factor “Control 2”, que agrupa a las variables “Control visuoimaginativo” y “Control Atencional”. En los otros dos factores (“Control 1” y “Aspectos motivacionales”) no se prueba la validez discriminante entre las variables. Este resultado no disminuye el apoyo al modelo 7D, que ha demostrado tener un mejor ajuste que el H3D.

El análisis GLM multivariante realizado permite asegurar que este cuestionario discrimina en las siete dimensiones por deporte, por género y por edad. Por tanto, y a partir de estos datos y de los nuevos recogidos (principalmente en la plataforma MenPas, González-Ruiz, Hernández-Mendo y Pastrana-Brincones, 2010) sería recomendable comenzar una baremación tipificada.

En relación al aumento del tamaño de la muestra, en este estudio, además del incremento de la potencia que lleva aparejado, ha mejorado el ajuste del modelo (ver Tabla 12). Esto se debe a que al aumentar la muestra, el error aleatorio de medida es menor y la fiabilidad o precisión de los resultados es mayor (Bono y Arnau, 1995; Cohen, 1988; Lipsey, 1990).

Para finalizar, hay que destacar que esta herramienta, una vez demostradas sus garantías psicométricas, resultados también estimados en otros estudios (Gómez López, Granero Gallegos y Isorna Folgar, 2013), solventa algunos de los problemas que se plantean durante la intervención profesional en psicología deportiva, ya que permite la elaboración de un perfil de puntos fuertes/débiles en las habilidades psicológicas de los deportistas; por lo tanto se recomienda a los profesionales de la Psicología del Deporte el uso del modelo de 7D, como ya lo han realizado otros trabajos con este mismo cuestionario (Berengüi, López, Garcés de los Fayos y Almarcha, 2011; Berengüi-Gil, Garcés de Los Fayos y Hidalgo-Montesinos, 2013; Hernández-Mendo, Morales-Sánchez y López-Pérez, 2013; López-Gullón et al, 2011, 2012).

REPLICACIÓN DE LAS PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL INVENTARIO PSICOLÓGICO DE EJECUCIÓN DEPORTIVA

PALABRAS CLAVE: Psicología del Deporte, Propiedades Psicométricas, *Inventario Psicológico de Ejecución Deportiva*.

RESUMEN: En este trabajo se presenta una replicación de las propiedades psicométricas del Inventario Psicológico de Ejecución Deportiva. Este cuestionario es utilizado en Psicología del Deporte con el fin de realizar un *screening* y establecer un perfil de puntos fuertes y débiles. Esta investigación se realizó con una muestra superior al estudio inicial (3434 participantes, 1066 mujeres, 31 %; y, 2356 son hombres, 68.6 %). El muestreo ha sido polietápico, estratificado y por conglomerados. A través de análisis factorial confirmatorio (AFC) se estiman propiedades psicométricas que no figuran en el trabajo inicial (fiabilidad compuesta, varianza media extractada, validez convergente y discriminante). Los resultados obtenidos coinciden con los estimados en la versión original del cuestionario, situándose todos los índices de ajuste de forma óptima, permitiendo afirmar que esta herramienta es adecuada, óptima y parsimoniosa.

REPLICAÇÃO DAS PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DO INVENTÁRIO PSICOLÓGICO DA EXECUÇÃO DESPORTIVA

PALAVRAS-CHAVE: Psicologia do Desporto, Propriedades Psicométricas, *Inventário Psicológico de Execução Desportiva*.

RESUMO: Neste trabalho é apresentada uma replicação das propriedades psicométricas do Inventário Psicológico de Execução Desportiva. Este questionário é utilizado em Psicologia do Desporto com o objectivo final de realizar um *screening* e estabelecer um perfil de pontos fortes e débeis. Esta investigação foi realizada com uma amostra superior ao estudo inicial (3434 participantes, 1066 mulheres, 31 %; e, 2356 homens, 68.6 %). A amostragem é de tipo polietápico, estratificado e por clusters. Através da análise factorial confirmatória (AFC) foram estimadas as propriedades psicométricas que não figuram no trabalho inicial (fidelidade composta, variância média estratificada, validade convergente e discriminante). Os resultados obtidos coincidem com os estimados na versão original do questionário, todos os índices revelam ajustamento óptimo, permitindo afirmar que esta ferramenta é adequada, óptima e parcimoniosa.

Referencias

- Arias, B. (2008). *Desarrollo del un ejemplo de análisis factorial confirmatorio con LISREL, AMOS y SAS*. Ponencia presentada en el Seminario de Actualización Metodológica en Investigación sobre Discapacidad, SAID, Salamanca.
- Berengüi, R., López, J. M., Garcés de los Fayos, E. J. y Almarcha, J. (2011). Factores psicológicos y lesiones deportivas en lucha olímpica y taekwondo *E-balonmano.com: Revista de Ciencias del Deporte* 7(Supl.), 91-98. <http://www.e-balonmano.com/ojs/index.php/revista/index>
- Berengüi-Gil, R., Garcés de Los Fayos, E. J. y Hidalgo-Montesinos, M. D. (2013). Características psicológicas asociadas a la incidencia de lesiones en deportistas de modalidades individuales. *Anales de Psicología*, 29(3), 674-684. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.175811>
- Bono, R. y Arnau, J. (1995). Consideraciones generales en torno a los estudios de potencia. *Anales de Psicología*, 11(2), 193-202.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioural sciences* (2ª ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Falk, R. (1998). Replication. A step in the right direction: Commentary on Sohn. *Theory & Psychology*, 8, 313-321.
- DuToit, M., DuToit, S. y Hawkins, D. M. (2008). *Interactive LISREL User's Guide*. Lincolnwood, IL: SSI International.
- Fernández, J. L., Fernández, I. y Mielgo, M. (1999). *Batería de Test Psicológicos para Deportistas-Salamanca*. Madrid: Psmtec.
- Gimeno, F., Buceta, J. M. y Pérez-LLantada, M. C. (1999) El cuestionario de características psicológicas relacionadas con el rendimiento deportivo (CPRD): características psicométricas. En A. López de la Llave, M. C. Pérez-Llantada y J. M. Buceta (eds.) *Investigaciones Breves en Psicología del Deporte*. Madrid: Dykinson.
- Gómez López, M., Granero Gallegos, A. y Isorna Folgar, M. (2013). Análisis de los factores psicológicos que afectan a los piragüistas en el alto rendimiento. *Revista Iberoamericana de Evaluación Psicológica*, 35(1), 57-76.
- González-Ruiz, S. L., Hernández-Mendo, A. y Pastrana-Brincones, J. L. (2010). Herramienta software para la evaluación psicosocial de deportistas y entornos deportivos. *Lecturas: EF y Deportes. Revista Digital*, 15(144), mayo. <http://www.efdeportes.com/efd144/evaluacion-psicosocial-de-deportistas.htm> [Consulta: 29 de mayo de 2010].
- Greenwald, A. G., González, R., Harris, R. J. y Guthrie, D. (1996). Effect sizes and p values: what should be reported and what should be replicated? *Psychophysiology*, 33, 175-183.
- Guttman, L. (1977). What is not what in statistics. *Statistician*, 26, 81-107.
- Hammond, G. (1996). The objections to null hypothesis testing as a means of analyzing psychological data. *Australian Journal of Psychology*, 2, 104-106.
- Hernández-Mendo, A. (2006). Un cuestionario para la evaluación psicológica de la ejecución deportiva: estudio complementario entre TCT y TRI. *Revista de Psicología del Deporte*, 15(1), 71-93.
- Hernández-Mendo, A., Morales-Sánchez, V. y López-Pérez, A. A. (2013). Efectividad de una intervención psicológica con nadador de aguas abiertas *Avances de la Psicología del Deporte en Iberoamerica*, 2(1), 31-46.
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. Nueva York: The Guilford Press.
- Lalouel, J. M. y Rohrwasser, A. (2002). Poder y replicación de los estudios de casos y controles. *AJH (Ed. Esp.)*, 4, 315-320.
- Lipsey, M. W. (1990). *Design sensitivity: Statistical power for experimental research*. Newbury Park, CA: Sage.
- López-Gullón, J. M., García-Pallarés, J., Berengüi Gil, R., Martínez-Moreno, A., Morales Baños, V., Torres-Bonete, M. D. y Díaz, A. (2011). Factores físicos y psicológicos predictores del éxito en lucha olímpica. *Revista de Psicología del Deporte*, 20(2), 573-588
- López-Gullón, J. M., Torres-Bonete, M. D., Berengüi, R., Díaz, A., Martínez-Moreno, A., Morales-Baños, V. y García-Pallarés, J. (2012). Rendimiento físico y psicológico en lucha olímpica: predictores del éxito en lucha femenina. *Anales de Psicología*, 28(1), 215-222.
- Miller, J. (2009). What is the probability of replicating a statistically significant effect? *Psychonomic Bulletin & Review*, 16(4), 617-640.
- Mulaik, S. A. (2009). *Linear Causal Modeling with Structural Equations*. Nueva York: Taylor & Francis Group.
- Pascual Llobell, J., García Pérez, J. F. y Frias Navarro, M. D. (2000). Significación estadística, importancia del efecto y replicabilidad de los datos. *Psicothema*, 12, (Supl. nº 2), 408-412.
- Solanas, A. y Sierra, V. (1992). *Bootstrap: fundamentos e introducción a sus aplicaciones*. *Anuario de Psicología*, 55, 143-154.
- Sondergeld, T. A., Schultz, R. A. y Glover, L. K. (2007). The need for research replication: an example for studies of perfectionism and gifted early adolescents. *Roeper Review*, 29(5), 19- 25.
- Thompson, B. (1966). AERA editorial policies regarding statistical significance testing: Three suggested reforms. *Educational Researcher*, 25, 26-30.
- Tukey, J. W. (1969). Analyzing data: Sanctification or detective work? *American Psychologist*, 24, 83-91.
- Verdugo, M. A., Arias, B., Gómez, L. E. y Schallock, R. L. (2010). Development of an objective instrument to assess quality of life in social services: Reliability and validity in Spain. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10(1), 105-123.
- Wainer, H., y Robinson, D. H. (2003). Shaping up the practice of null hypothesis significance testing. *Educational Researcher*, 32, 22-30.