

Revista de Psicología del Deporte  
2006. Vol. 15, núm. 1 pp. 71-93  
ISSN: 1132-239X

Universitat de les Illes Balears  
Universitat Autònoma de Barcelona

# UN CUESTIONARIO PARA LA EVALUACIÓN PSICOLÓGICA DE LA EJECUCIÓN DEPORTIVA: ESTUDIO COMPLEMENTARIO ENTRE TCT Y TRI

Antonio Hernández Mendo

*A QUESTIONNAIRE FOR THE PSYCHOLOGICAL ASSESSMENT OF SPORTS PERFORMANCE: A  
COMPLEMENTARY STUDY BETWEEN THE TCT AND IRT*

KEYWORDS: Psychological Assessment, Performance, Item Response Theory.

ABSTRACT: This work shows the construction and scaling of a questionnaire designed to profile the psychological skills of athletes in different sports. The questionnaire's theoretical interest lies in the complementary interaction of three current psychometric theories: the Classical Test Theory (CTT), the Item Response Theory (IRT) and the Generalizability Theory (GT). From an applied perspective, the questionnaire allows psychological profiles of sport performances to be constructed parsimoniously. The questionnaire was administered to 860 participants in different sports (athletics, mountain biking, martial arts, cycling, swimming, football, basketball, handball, volleyball, triathlon, aerobics and water polo) and showed that 1) the results fit the GLM, 2) the model has adequate adjustment indexes, and satisfactory reliability and generalizability, and 3) it estimates the constructs properly under the assumptions of the IRT.

---

Correspondencia: Antonio Hernández Mendo Departamento de Psicología Social, Antropología Social, Trabajo Social y Servicios Sociales. Facultad de Psicología. Universidad de Málaga. Campus de Teatinos. 29071 Málaga.

E-mail: [mendo@uma.es](mailto:mendo@uma.es)

— Fecha de recepción: 23 de Mayo de 2005. Fecha de aceptación: 28 de Abril de 2006.

## Introducción

La Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) es uno de los campos con mayor proyección dentro del ámbito de la medida psicológica. Lord (1980) señala que la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) no contradice las asunciones fundamentales de la Teoría Clásica de los Test (TCT) sino que hace asunciones adicionales que permitirán responder a las cuestiones que la TCT no lo hacía adecuadamente. Aunque la TRI se muestra como un método capaz de enfrentarse a estas deficiencias planteadas en la TCT, sigue siendo frecuente el uso de la TCT debido a su facilidad conceptual y a la sencillez del cálculo (Hambleton y Jones, 1993). La TCT y la TRI son modelos que teóricamente se solapan y permiten una mejor comprensión del funcionamiento del test más que competir entre ellos (Drasgow y Parsons, 1983). La TRI hace suposiciones de mayor potencia estadística que la TCT, en particular la independencia local y las relaciones logísticas entre las respuestas de los ítems y los rasgos subyacentes (Hambleton, Swaminathan, Rogers, 1991).

Los modelos de la TRI tienen ventajas significativas sobre los modelos de la TCT, particularmente cuando estos tienen en cuenta el sesgo del test, haciendo diferencias en cuanto al género o la raza (Hambleton, 1989; Lord, 1980).

Los conceptos claves de la TCT incluyen la dificultad del ítem (proporción de participantes con una puntuación positiva o acertada), la discriminación del ítem (la correlación del ítem con el resto del test), la fiabilidad alfa, y los cortes óptimos; todos ellos dependientes de las características de la muestra (Hambleton, Clauser, Mazor, Jones, 1993).

El principal problema planteado en la TCT es el relativo a la invarianza de la medi-

da. Thurstone (1928) afirma que las mediciones de un instrumento deben ser independientes de los objetos medidos. Este inconveniente queda patente en dos problemas concretos (Bejar, 1983; Hambleton y Swaminathan, 1985 y Muñiz, 1997): (1) la medición de las variables psicológicas no son independientes del instrumento que se utiliza para medirlas; y, (2) las propiedades de los instrumentos no son independientes de los sujetos a los que se aplican. Estas cuestiones son importantes cuando se pretende establecer equivalencias entre las puntuaciones de dos test diferentes que midan una misma variable. La TCT considera los casos de un test como una muestra representativa de un universo de ítems equivalentes que permiten ser considerados indicadores similares del constructo que medimos, de ahí que se pueda utilizar como procedimiento la acumulación de puntos, lo que lleva a otra limitación de esta teoría, ya que una misma puntuación en un test puede deberse a distintos patrones de respuesta, esto impide analizar las interacciones entre los sujetos y los ítems. Además, suponer que todos los ítems son equivalentes, implica que todos los sujetos utilizan las mismas operaciones mentales, esto implica que no se tienen en cuenta las diferencias individuales ni la diferencias de dificultad de los ítems. Una limitación más de la TCT es la relativa a la fiabilidad del instrumento de medida, según esta teoría, la fiabilidad se reparte por igual a lo largo del test, esto es inverificable y no se ajusta a la realidad.

Todas estas limitaciones y problemas impulsaron el surgimiento de nuevos modelos, algunos de ellos no eran más que extensiones del modelo lineal de Spearman asumido en la TCT y otros surgen enmarcados dentro de un nuevo marco teórico, entre los que destaca la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI), que permitirá solventar las limitacio-

nes de la Teoría Clásica de los Test (Bejar, 1983; Hamblenton y Van der Linden, 1982; Martínez Arias, 1995 y Muñiz, 1996). Aunque esta teoría no es reciente, su expansión se produce a partir de los años ochenta con la difusión de los ordenadores, una herramienta que será imprescindible debido a la complejidad de los cálculos matemáticos.

La TRI tiene como objetivo obtener mediciones que no varíen en función del instrumento utilizado, disponer de instrumentos de medida que no dependen de los objetos medidos, es decir, que sean invariantes respecto a los sujetos evaluados y avances técnicos como funciones de información de los ítems y del test, errores típicos de medida diferentes para cada nivel de la variable medida y el establecimiento de bancos de ítems con parámetros estrictamente definidos.

Los modelos basados en la TRI relacionan a sujetos e ítems de modo interactivo lo que permite localizar al mismo tiempo en un continuo psicológico que representa a la variable a sujetos e ítems, el proceso de medición se puede representar como la localización de personas e ítems en un mismo continuo (Wright y Stone, 1979; Wright y Master, 1982). Así, la posición de las personas dependerá de sus respuestas a los ítems del test, del mismo modo los ítems tendrán distintas localizaciones dependiendo de su nivel de dificultad. El concepto básico de la TRI es la Curva Característica del Ítem (CCI), que es la función matemática que relaciona la probabilidad de acertar el ítem con la competencia del sujeto, ( $P(\theta)$  donde  $\theta$  es el nivel de competencia). Se denomina CCI porque cada ítem se caracteriza por su curva.

La principal diferencia con la TCT la encontramos en esta curva, mientras que la TRI va a centrarse en las propiedades particulares de cada ítem, la TCT se dirige a las propiedades de la puntuación global en un test

(X). La CCI es la probabilidad de acertar un ítem que sólo depende de los valores de la variable medida por el ítem, de modo que los sujetos con distinta puntuación en la variable tendrán distintas probabilidades de superar un determinado ítem (Muñiz, 1997). En el eje de abscisas se representan los valores de la variable que mide el ítem y el eje de ordenadas la probabilidad de acertar el ítem ( $P(\theta)$ ), de modo que la ( $P(\theta)$ ) variará dependiendo de los valores de ( $\theta$ ) (nivel de competencia). A mayor nivel de competencia mayor probabilidad de acertar el ítem. Análisis pormenorizados de estas curvas pueden ayudar a (1) en la eliminación de ítems que no proporcionan información significativa sobre el rasgo de interés; (2) en la selección de ítems que proporcionen la máxima discriminación en el rasgo; y (3) se pueden usar para identificar ítems prejuiciosos o, en terminología TRI, funcionamiento diferencial del ítem (DIF). La función diferencial del ítem se produce cuando el ítem en cuestión es más discriminativo, es más difícil o es más extremo en un grupo donde es comparado con otros ítems. Considerar cuidadosamente el trazo de las curvas puede ayudar detectar prejuicios raciales, de género, etc., en un test.

Es importante diferenciar la CCI de la regresión ítem-test (que consiste en hacer corresponder las puntuaciones del test con las proporciones de aciertos en un determinado ítem). Muñiz (1997) considera que la principal diferencia de la CCI y la regresión ítem-test estriba en que la CCI es la variable que miden los ítems ( $\theta$ ), no es la puntuación que obtienen los sujetos en ese test, aunque existe una relación, se podría decir que estas puntuaciones son una estimación del nivel de competencia pero no constituyen la escala  $\theta$ . La CCI nunca podría ser una recta porque esto implicaría que para determinados valores del nivel de competencia ( $\theta$ ) existe una ( $P(\theta)$ )

negativa o mayor a 1, lo que es incompatible con los axiomas de la probabilidad, que establece su valor entre 0 y 1. De igual modo no podría tener una de ángulo recto porque los cambios en los seres humanos no se producen de forma brusca en un punto concreto. De modo, que generalmente estas curvas adoptan forma de "S", que se puede interpretar como la gradación en el cambio del fallo al acierto, esta curva se define a partir de tres parámetros: 1) parámetro "a" o índice de discriminación, 2) parámetro "b" o índice de dificultad y 3) parámetro "c" o probabilidad de acertar un ítem al azar. Los distintos modelos de CCI están en función de los valores que adopten estos tres parámetros, adoptando una determinada función matemática para cada curva. A medida que se ubican más a la derecha en el eje de las abscisas significa que los ítems son más difíciles, ya que "b" experimenta un incremento.

Otro supuesto que la TRI asume implícitamente en su formulación es la unidimensionalidad. Si el modelo es correcto, la probabilidad de acertar un ítem únicamente dependerá del nivel de competencia del sujeto, es decir, al tener los ítems y los sujetos valor en una única dimensión la respuesta a los ítem está determinada fundamentalmente por el nivel de los sujetos en la variable. Para la comprobación de la unidimensionalidad de los ítems se someten a análisis factorial y se descartan los ítems que conforman factores periféricos, lo mismo se hace en análisis posteriores, hasta lograr un análisis en el que un factor explique la mayor parte de la varianza de los ítems (lo ideal sería encontrar un factor que la explique toda, algo que raramente ocurre). Es importante señalar que el supuesto de unidimensionalidad implica matemáticamente que existe independencia local entre los ítems, es decir, para un sujeto con un determinado nivel en el rasgo (unidimensionalidad)

la respuesta a un ítem no está asociada con las respuestas a los demás ítems. Así, puede expresarse la independencia local como la probabilidad de que un sujeto acierte un ítem, siendo ésta igual al producto de las probabilidades de acertar cada uno de ellos.

Según el número de parámetros que se tengan en cuenta se considerará un modelo u otro dentro de la TRI. Actualmente, los modelos más utilizados en la TRI son el modelo logístico de un parámetro, el logístico de dos parámetros y el logístico de tres parámetros. En el presente artículo se aborda únicamente el modelo logístico de un parámetro. En concreto se trabajará con el modelo de Rasch (1960), este modelo es el más popular dentro de los modelos de la TRI, debido principalmente a su sencillez.

En 1960 el matemático George Rasch propuso un modelo que permite solventar las deficiencias de la TCT, de modo que se construyeran pruebas más adecuadas y eficientes. Este modelo, conocido como el Modelo de Rasch, se fundamenta en: (1) el atributo que se desea medir puede representarse en una única dimensión donde se sitúan conjuntamente ítems y personas; (2) el cociente entre la probabilidad de la respuesta correcta y la probabilidad de la respuesta incorrecta a un ítem es la función de la diferencia en el atributo en el nivel de la persona y el nivel el ítem. Así, cuando una persona responde a un ítem en su nivel de competencia, tendrá la misma probabilidad de dar una respuesta correcta que incorrecta, por lo que la dificultad del ítem será equivalente al nivel de competencia del sujeto. Del mismo modo, cuando la probabilidad de dar una respuesta correcta es mayor que la de dar una incorrecta la competencia del sujeto será mayor que la requerida por el ítem. (3) El modelo de Rasch es un modelo sencillo y de fácil aplicación, que al representar en una única dimensión a

sujetos e ítems, nos permite hallar la dificultad de los ítems y la probabilidad de que estos sean contestados con éxito. La localización del punto 0 de la escala es arbitrario, Rasch suele situar la dificultad media de los ítems en el punto 0, de modo que interpretar los parámetros de los sujetos (nivel de competencia) es bastante sencillo ya que si estos valores son mayores a 0 indican en una alta probabilidad de responder a los ítems de dificultad media.

Los parámetros en el modelo de Rasch se estiman con un procedimiento de máxima verosimilitud, consistente en determinar los parámetros que hacen más probable las respuestas observadas. En la estimación condicional se calcula la probabilidad de las respuestas observadas a los ítems para cada puntuación conjunta de los parámetros de los sujetos (nivel de competencia), asignándole a cada persona el valor del parámetro más probable para su patrón de respuesta. Este valor de estimador de máxima verosimilitud se ha calculado mediante el uso del programa *Acer ConQuest* (Wu, Adams y Wilson, 1998).

El modelo de Rasch (1960) se caracteriza por: (1) La *medición conjunta*, los parámetros de personas e ítems se expresan en las mismas unidades y se localizan en el mismo continuo, de lo que se deduce que: a) no todos los ítems estiman la misma proporción del constructo (por lo que, no se mantiene el supuesto de invarianza de los ítems defendida por la TCT) y b) la interpretación de las puntuaciones no se fundamentan en las normas del grupo, sino en la identificación de los ítems que la persona tiene una alta o baja probabilidad de resolver correctamente, así, si los sujetos tienen un nivel alto de competencia, se estimaran con mayor precisión los parámetros de los ítems difíciles. (2) *Objetividad específica* (Rasch, 1977), una medida solo puede ser considerada válida y generalizable si no depende de las condiciones específicas con la

que ha sido obtenida. Así, la puntuación de las personas no dependen de los ítems administrados. (3) *Propiedades del intervalo*, a diferencias constantes entre sujetos e ítems le corresponde la misma probabilidad de una respuesta correcta, la métrica intervalar tiene gran importancia por ser condición necesaria para realizar análisis paramétricos (medias, análisis de varianza, regresión, etc.) y porque garantiza la invarianza de las puntuaciones diferenciales a lo largo de un continuo. (4) *Especificidad del error típico de medida* que permite cuantificar la cantidad de información con la que se mide en cada punto de la dimensión y seleccionar los ítems que permiten incrementar la información en regiones del atributo previamente especificada. Esto es una diferencia con la TCT supone que los test miden con la misma fiabilidad en todas las regiones de la variable, supuesto que desde otros modelos ha sido rechazado.

La evaluación de habilidades y destrezas psicológicas en deportistas, especialmente de élite, ha sido un problema profesional que se ha intentado paliar utilizando para ello diversas técnicas y estrategias inespecíficas. Para salvar este problema, Pérez-Llantada, Buceta, López de la Llave, Gimeno y Ezquerro (1997) y Gimeno, Buceta y Pérez-Llantada, (2001), construyen un cuestionario denominado *Características Psicológicas relacionadas con el Rendimiento Deportivo* (CPRD), compuesto de 55 ítems y que estima seis constructos, a saber: control del estrés, influencia de la evaluación del rendimiento, motivación, habilidad mental y cohesión de equipo. Este cuestionario fue adaptado del *Psychological Skills Inventory for Sports* (PSIS) de Mahoney, Gabriel y Perkins (1987) y Mahoney (1989) al que se le añaden 26 ítems nuevos.

En este trabajo presentamos las características psicométricas de un cuestionario deno-

minado “Inventario Psicológico de Ejecución Deportiva” (IPED). Las características psicométricas son asumidas desde dos teorías complementarias, la Teoría Clásica de los Test (TCT) y la Teoría de Respuesta al Item (TRI), a las que se suma las ventajas analíticas de la Teoría de la Generalizabilidad (TG). La concomitancia de estas teorías garantizan una triple visión analítica novedosa y por ende unas garantías metodológicas indudables. En un plano aplicado, este cuestionario presenta una parsimonia innegable. Este cuestionario está compuesto de 42 items y estima siete constructos, a saber: Autoconfianza (AC), Control de Afrontamiento Negativo (CAN), Control Atencional (CAT), Control Visuo-imaginativo (CVI), Nivel Motivacional (NM), Control de Afrontamiento Positivo (CAP) y Control Actitudinal (CACT).

1. *Autoconfianza (AC)*: Grado de certeza respecto a las propias habilidades en la consecución del éxito en determinada tarea. Esta certeza vendrá determinada por la experiencia, los estados fisiológicos y emocionales así como las experiencias en imaginación (Dosil, 2004; Felt y Lirgg, 2001; Vealey, 1986). Mantiene una estrecha relación con el concepto de autoeficacia (Bandura, 1977).

2. *Control de Afrontamiento Negativo (CAN)*: Dominio sobre las actividades que el individuo pone en marcha, tanto de tipo cognitivo como de tipo conductual, con el fin de enfrentarse a situaciones deportivas adversas (Csikszentmihalyi, 1992; Meichenbaum, 1972; Suinn, 1977).

3. *Control Atencional (CAT)*: Grado de dominio ejercido sobre un estado de alerta o de preparación para la acción (Abernethy, 1993; Hernández Mendo y Ramos, 1995a, 1995b, 1996). El término concentración, aunque cercano, se diferencia en que éste implica el mantenimiento de las condiciones atencionales (Dosil y Caracuel, 2003).

4. *Control Visuo-imaginativo (CVI)*: Dominio de las experiencias de carácter sensorial y/o perceptivas que se realizan mediante un proceso controlado y que se producen en ausencia de las estimulaciones externas que las producen genuinamente (Suinn, 1993; Sánchez y Lejeune, 1999, Hernández Mendo, 2001a, 2002, 2003).

5. *Nivel Motivacional (NM)*: Nivel de ciertos procesos internos, externos o mixtos que activa, orienta, dirige y mantiene la conducta del individuo hacia un objetivo dotándola de intensidad y duración (Albo Lucas, y Nuñez Alonso, 2003; González Carballido, 2001; González Fernández y Dominguez Rey, 2003, Hernández Mendo, 1999; Hernández Mendo y González Fernández, 1995; Roberts, 1993, 1995)

6. *Control de Afrontamiento Positivo (CAP)*: Dominio sobre las actividades que el individuo pone en marcha, tanto de tipo cognitivo como de tipo conductual, con el fin de el mantener las condiciones atencionales y de concentración adecuadas para enfrentarse a situaciones deportivas favorables (Csikszentmihalyi, 1992; Meichenbaum, 1972; Suinn, 1977)

7. *Control Actitudinal (CACT)*: Dominio sobre la predisposición para la acción y para la clasificación de los objetos, personas y conductas del entorno del individuo, y sobre el grado de reacción ante éstos y su consistencia evaluativa. (Ajzen, 1991; Fishbein y Ajzen, 1975; Hernández Mendo y Morales Sánchez, 2000).

Los resultados obtenidos con este cuestionario son analizados a la luz no sólo de las mencionadas teorías (TCT y TRI), también hemos creído pertinente realizar un Análisis de Variabilidad (Boker, Rotondo, Xu y King, 2002; Maes y Van der Goot, 2006; Van Dijk, de Goede, Ruhlman y van Geert, 2001; Van Geert y Van Dijk, 2002) que estime no solo el ajuste del modelo y su significación, sino además su capacidad de generalización.

## Método

### Participantes

El cuestionario IPED se administró a una muestra de 860 personas, practicantes de doce modalidades distintas, a saber: Atletismo, Mountain Bike, Artes Marciales, Deporte Universitario, Ciclismo, Natación, Fútbol, Baloncesto, Balonmano, Voleibol, Triatlón, Aerobic y Waterpolo. Del total de cuestionarios 621 correspondían a hombres (72,21%) y 221 a mujeres (25,70%), 18 personas (2,09%) dejaron en blanco la casilla correspondiente al género. El rango de edad oscilaba de 14 a 45 años. Esta muestra se obtuvo durante los años 2003 y 2004 en distintas competiciones de diversas modalidades autonómicas, nacionales e internacionales, cubriendo los objetivos de un muestreo polietápico, estratificado y aleatorio. Todos los participantes encuestados mostraron su consentimiento para cubrir el cuestionario.

### Material

El material utilizado además del propio cuestionario IPED (ver Anexo 1), han sido los paquetes estadísticos SPSS v. 12.0.1 y SAS 8.2, los programas para análisis factorial confirmatorio LISREL 8.30 y PRELIS 2.30, el programa *Generalizability Theory* (GT) para Análisis de Generalizabilidad (Ysewijn, 1996) y el programa para análisis de TRI *Acer ConQuest* (Wu, Adams & Wilson, 1998).

### Procedimiento

Este inventario está basado en una escala construida por Loehr (1990) denominada, *Psychological Performance Inventory* PPI. Los ítems de este cuestionario se construyeron siguiendo los propuestos en el PPI y su sistema de respuesta se adaptó a un criterio político para su administración y después se realizó una recategorización de carácter dicotó-

mico para su análisis, a fin ajustarlos a los presupuestos del Modelo de Rasch (1960) y su posterior utilización en este formato. Se realiza una primera versión en 1995 (Hernández Mendo y Francisco García, 1995). Una vez acabada de construir la primera versión se realizan diversos estudios pilotos hasta los años 2000 y 2001 que tienen como objetivo estimar diversos índices de fiabilidad y los correspondientes ajustes (Hernández Mendo, 2001a). Como consecuencia de estos análisis, se cambian los ítems 2, 9, 16, 23, 30 y 37, se ajustan de nuevo. Otros ítems (4, 11, 18, 25, 32 y 39) cambian su redacción inicial. Durante los años 2003 y 2004 se realiza una nueva administración cuyos resultados se presentan aquí. En este estudio, cuando aparece un ítem en blanco se opta por eliminar todos los ítems pertenecientes a esa escala, de aquí que existan diferencias de muestra entre las distintas escalas, situándose esta diferencia entre 4 y 18 participantes. Sin embargo, cuando se realiza los distintos análisis (TRI, TCT y GT) el programa estadístico SAS realiza un tratamiento de valores perdidos sustituyéndolos por la varianza, manteniéndose así la potencia estadística de la estructura numérica, razón por la cual en la Tabla 10 todas las escalas aparecen con  $n=860$  (Blanco Villaseñor, Hernández Mendo, Morales Sánchez, y Castellano, 2005).

## Resultados

En los resultados que figuran a continuación aparecen los resultados del análisis TRI, con expresión de la frecuencia y porcentajes de respuesta y el índice de discriminación de cada ítem. Asimismo se recogen los pesos de cada ítem en el análisis factorial confirmatorio (modelo GL para mínimos cuadrados generalizados) y la fiabilidad de la escala en caso de supresión del ítem (Ver Tablas 1 a 7).

Item	Puntua.	Fre.	%	Discriminación	Coefficiente Alfa Fiabilidad en caso de supresión	Pesos Análisis Factorial Confirmatorio
1	0	382	43.02	0.60	,5836	0.50
	1	506	56.98			
8	0	319	35.92	0.61	,5747	0.63
	1	569	64.08			
15	0	324	36.49	0.60	,5784	0.55
	1	564	63.51			
22	0	354	39.86	0.53	,6156	0.44
	1	534	60.14			
29	0	346	38.96	0.63	,5628	0.68
	1	542	61.04			
36	0	300	33.78	0.59	,5832	0.61
	1	588	66.22			

Tabla 1. Escala de Autoconfianza (n=860).

La Escala de Autoconfianza (AC) se compone de seis ítems (1,8,15, 22, 29 y 36). Sus índices de discriminación oscilan del 0.53 a 0.63 (hay que señalar que la TRI asume que cada ítem estima una parte del constructo y que la fiabilidad no se distribuye por igual) (Ver Tabla 1). La media de la escala está situada en 3.72 y la desviación típica en 1.72 (el resto de estadísticos descriptivos se pueden ver en la Tabla 10). La fiabilidad se ha calculado a través de distintos programas y procedimientos, ésta oscila entre 0.63 y 0.749, siendo el índice de generalización de 0.748. Los baremos por género y modalidad deportiva aparecen recogidos en las Tablas 11 y 12. En cuanto al modelo formado por los sujetos y los ítems de esta escala cuando se someten a un análisis de componentes de varianza, resulta significativo ( $p < 0.0001$ ),

resultando además que las varianzas residuales del procedimiento de Mínimos Cuadrados y Máxima Verosimilitud son iguales, lo que es significativo del ajuste de los datos al Modelo Lineal General (Shafer y Graham, 2002; Blanco Villaseñor, Hernández Mendo, Morales Sánchez, y Castellano, 2005) y por tanto se asume la normalidad y homocedasticidad de la distribución resultante (Ver Tabla 8). Los índices de ajuste (GFI, AGFI, CFI y NNFI) de esta escala en el análisis factorial confirmatorio son buenos (oscilan entre 0.98 y 0.99), mientras que los índices de error (RMSEA, RMSR y RMR) se sitúan por debajo de 0.10. El estadístico de contraste Chi cuadrado es significativo (Ver Tabla 9) (Hernández Mendo, 2001b; Morales Sánchez, Hernández Mendo y Blanco, 2005).

Item	Puntua.	Fre.	%	Discriminación	Coefficiente Alfa Fiabilidad en caso de supresión	Pesos Análisis Factorial Confirmatorio
2	0	320	36.04	0.48	,6279	0.35
	1	568	63.96			
9	0	632	71.17	0.54	,5728	0.56
	1	256	28.83			
16	0	422	47.52	0.65	,5315	0.70
	1	466	52.48			
23	0	484	54.50	0.57	,5900	0.48
	1	404	45.50			
30	0	414	46.62	0.54	,5969	0.45
	1	474	53.38			
37	0	406	45.72	0.59	,5803	0.51
	1	482	54.28			

Tabla 2. Escala de Control de Afrontamiento Negativo (n=856).

La Escala de Control de Afrontamiento Negativo (CAN) se compone de seis ítems (2, 9, 16, 23, 30 y 37). Sus índices de discriminación oscilan del 0.35 a 0.70 (Ver Tabla 2). La media de la escala está situada en 2.98 y la desviación típica en 1.65 (ver a Tabla 10). La fiabilidad oscila entre 0.63 y 0.731, el índice de generalización se sitúa en 0.718. Los baremos por género y modalidad deportiva aparecen recogidos en las Tablas 11 y 12. En cuanto al modelo formado por los sujetos y los ítems de esta escala cuando se someten a una análisis de componente de varianza, resulta significativo ( $p < 0.0001$ ), resultando además que las varianzas residuales del procedimiento de Mínimos Cuadrados y Máxima

Verosimilitud son iguales (1337.963378), lo que es significativo del ajuste de los datos al Modelo Lineal General (Shafer y Graham, 2002; Blanco Villaseñor, Hernández Mendo, Morales Sánchez, y Castellano, 2005), y por tanto se asume la normalidad y homocedasticidad de la distribución resultante (Ver Tabla 8). Los índices de ajuste (GFI, AGFI, CFI y NNFI) de esta escala en el análisis factorial confirmatorio son buenos (oscilan entre 0.97 y 0.99), mientras que los índices de error (RMSEA, RMSR y RMR) se sitúan por debajo de 0.10. El estadístico de contraste Chi cuadrado es significativo (Ver Tabla 9) (Hernández Mendo, 2001b; Morales Sánchez, Hernández Mendo y Blanco, 2005).

Item	Puntua.	Fre.	%	Discriminación	Coefficiente Alfa Fiabilidad en caso de supresión	Pesos Análisis Factorial Confirmatorio
3	0	298	33.56	0.50	,4352	0.42
	1	590	66.44			
10	0	504	56.76	0.52	,4452	0.31
	1	384	43.24			
17	0	308	34.68	0.57	,4020	0.51
	1	580	65.32			
24	0	526	59.23	0.31	,5753	0.10
	1	362	40.77			
31	0	452	50.90	0.61	,3906	0.53
	1	436	49.10			
38	0	416	46.85	0.66	,3222	0.75
	1	472	53.15			

Tabla 3. Escala de Control Atencional (n=842).

La Escala de Control Atencional (CAT) se compone de seis ítems (3, 10,17, 24, 31 y 38). Sus índices de discriminación oscilan del 0.10 a 0.75 (Ver Tabla 3). La media de la escala está situada en 3.18 y la desviación típica en 1.55 (Ver Tabla 10). La fiabilidad oscila entre 0.68 y 0.722, y el índice de generalización es 0.703. Los baremos por género y modalidad deportiva aparecen recogidos en las Tablas 11 y 12. En cuanto al modelo formado por los sujetos y los ítems de esta escala cuando se someten a una análisis de componente de varianza, resulta significativo ( $p < 0.0001$ ), resultando además que las varianzas residuales del procedimiento de Mínimos Cuadrados y Máxima Verosimilitud son iguales (1327.255068), lo que es significativo del ajuste de los datos al Modelo Lineal General (Shafer y Graham, 2002; Blanco Villaseñor, Hernández Mendo, Morales Sánchez, y Castellano,

2005), y por tanto se asume la normalidad y homocedasticidad de la distribución resultante (Ver Tabla 8). Los índices de ajuste (GFI, AGFI, CFI y NNFI) de esta escala en el análisis factorial confirmatorio son buenos (oscilan entre 0.98 y 0.99), mientras que los índices de error (RMSEA, RMSR y RMR) se sitúan por debajo de 0.10. El estadístico de contraste Chi cuadrado es significativo (Ver Tabla 9) (Hernández Mendo, 2001b; Morales Sánchez, Hernández Mendo y Blanco, 2005) .

La Escala de Control Visuo-Imaginativo (CAT) se compone de seis ítems (4, 11,18, 25, 32 y 39). Sus índices de discriminación oscilan del 0.53 a 0.70 (Ver Tabla 4). La media de la escala está situada en 3.56 y la desviación típica en 1.80 (Ver Tabla 10). La fiabilidad oscila entre 0.65 y 0.692, y el índice de generalización es 0.703. Los baremos por género y modalidad deportiva aparecen

Item	Puntua.	Fre.	%	Discriminación	Fiabilidad en caso de supresion	Pesos Análisis Factorial Confirmatorio
4	0	338	38.06	0.64	,5679	0.61
	1	550	61.94			
11	0	504	56.76	0.59	,5758	0.53
	1	384	43.24			
18	0	266	29.95	0.59	,5783	0.57
	1	622	70.05			
25	0	360	40.54	0.66	,6453	0.70
	1	528	59.46			
32	0	386	43.47	0.63	,5892	0.54
	1	502	56.53			
39	0	314	35.36	0.60	,5740	0.60
	1	574	64.64			

Tabla 4. Escala de Control Visuo-Imaginativo (n=846).

recogidos en las Tablas 11 y 12. En cuanto al modelo formado por los sujetos y los ítems de esta escala cuando se someten a una análisis de componente de varianza, resulta significativo ( $p < 0.0001$ ), resultando además que las varianzas residuales del procedimiento de Mínimos Cuadrados y Máxima Verosimilitud son iguales (7037.319000), lo que es significativo del ajuste de los datos al Modelo Lineal General (Shafer y Graham, 2002; Blanco Villaseñor, Hernández Mendo, Morales Sánchez, y Castellano, 2005), y por tanto se asume la normalidad y homocedasticidad de la distribución resultante (Ver Tabla 8). Los índices de ajuste (GFI, AGFI, CFI y NNFI) de esta escala en el análisis factorial confirmatorio son buenos (se sitúan en 0.99), mientras que los índices de error (RMSEA, RMSR y RMR) se sitúan por debajo de 0.10. El estadístico de contraste Chi cuadrado es

significativo (Ver Tabla 9) (Hernández Mendo, 2001b; Morales Sánchez, Hernández Mendo y Blanco, 2005).

El resto de las escalas (Nivel Motivacional, Control Afrontamiento Positivo, Control Actitudinal) se compone, al igual que las escalas anteriores de seis ítems (ver Tablas 5, 6 y 7). Sus índices de discriminación oscilan del 0.27 a 0.80 para la Escala de Nivel Motivacional (NM) (Ver Tabla 5); de 0.34 a 0.65 para la Escala de Control de Afrontamiento Positivo (CAP) (Ver Tabla 6); y de 0.40 a 0.58 para la Escala de Control Actitudinal (CACT) (Ver Tabla 7). La media de la escalas está situada en 3.91 y la desviación típica en 1.55 para NM, 4.23 y 1.50 para CAP, y 4.15 y 1.44 para CACT (ver a Tabla 10). La fiabilidad oscila entre 0.66 y 0.692 para NM, 0.61 y 0.744 para CAP, y 0.63 y 0.749 para CACT. Los

Item	Puntua.	Fre.	%	Discriminación	Coefficiente Alfa Fiabilidad en caso de supresión	Pesos Análisis Factorial Confirmatorio
5	0	226	25.45	0.55	,5245	0.53
	1	662	74.55			
12	0	356	40.09	0.68	,4500	0.80
	1	532	59.91			
19	0	328	36.94	0.62	,5211	0.55
	1	560	63.06			
26	0	242	27.25	0.54	,5373	0.47
	1	646	72.75			
33	0	206	23.20	0.41	,5990	0.27
	1	682	76.80			
40	0	502	56.53	0.52	,5675	0.35
	1	386	43.47			

Tabla 5. Escala de Nivel Motivacional (n=848).

Item	Puntua.	Fre.	%	Discriminación	Coefficiente Alfa Fiabilidad en caso de supresión	Pesos Análisis Factorial Confirmatorio
6	0	246	27.70	0.57	,5720	0.42
	1	642	72.30			
13	0	236	26.58	0.58	,5533	0.53
	1	652	73.42			
20	0	422	47.52	0.51	,6157	0.34
	1	466	52.48			
27	0	270	30.41	0.57	,5398	0.58
	1	618	69.59			
34	0	230	25.90	0.56	,5495	0.61
	1	658	74.10			
41	0	164	18.47	0.59	,5546	0.65
	1	724	81.53			

Tabla 6. Escala de Control Afrontamiento Positivo (n=848).

Ítem	Puntua.	Fre.	%	Discriminación	Coefficiente Alfa Fiabilidad en caso de supresión	Pesos Análisis Factorial Confirmatorio
7	0	230	25.90	0.56	,5325	0.58
	1	658	74.10			
14	0	266	29.95	0.50	,5913	0.40
	1	622	70.05			
21	0	170	19.14	0.52	,5456	0.56
	1	718	80.86			
28	0	294	33.11	0.55	,5599	0.48
	1	594	66.89			
35	0	258	29.05	0.54	,5493	0.51
	1	630	70.95			
42	0	424	47.75	0.61	,5291	0.55
	1	464	52.25			

Tabla 7. Escala de Control Actitudinal (n=856).

índices de generalización se sitúan en 0.655 para NM, 0.740 para CAP, y 0.749 para CACT. Los baremos por género y modalidad deportiva aparecen recogidos en las Tablas 11 y 12. En cuanto al modelo formado por los sujetos y los ítems de estas escalas cuando se someten a una análisis de componentes de varianza, resulta significativo ( $p < 0.0001$ ), resultando además que las varianzas residuales del procedimiento de Mínimos Cuadrados y Máxima Verosimilitud son iguales (5195.887786 para NM, 2766.418938 para CAP y 4690.117623 para CACT), lo que implica que los datos se ajustan al Modelo Lineal General (Shafer y

Graham, 2002; Blanco Villaseñor, Hernández Mendo, Morales Sánchez, y Castellano, 2005), y por tanto se asumen los principios de normalidad y homocedasticidad de la distribución resultante (Ver Tabla 8). Los índices de ajuste (GFI, AGFI, CFI y NNFI) de esta escala en el análisis factorial confirmatorio son buenos (se sitúan todos entre 0.95 y 0.99), mientras que los índices de error (RMSEA, RMSR y RMR) se sitúan por debajo de 0.10. El estadístico de contraste Chi cuadrado es significativo en todas las escalas (Ver Tabla 9) (Hernández Mendo, 2001b; Morales Sánchez, Hernández Mendo y Blanco, 2005) .

Escala	Componentes Varianza			Modelo signif.
	Mínimos Cuadrados	Máxima Verosimilitud		
Autoconfianza	4201.995613	4201.995613	y=sli	<.0001
Control de Afrontamiento Negativo	1337.963378	1337.963378	y=sli	<.0001
Control Atencional	1327.255068	1327.255068	y=sli	<.0001
Control Visuo-Imaginativo	7037.319000	7037.319000	y=sli	<.0001
Nivel Motivacional	5195.887786	5195.887786	y=sli	<.0001
Control Afrontamiento Positivo	2766.418938	2766.418938	y=sli	<.0001
Control Actitudinal	4690.117623	4690.117623	y=sli	<.0001

Tabla 8. Varianza residual en Mínimos Cuadrados y Máxima Verosimilitud, y nivel de significación de los modelos.

ÍNDICES DE AJUSTE /ERROR	Escala de Autoconfianza	Control de Afrontamiento Negativo	Control Atencional	Control Visuo-Imaginativo	Nivel Motivacional	Control Afrontamiento Positivo	Control Actitudinal
RMSEA	0.081	0.084	0.043	0.076	0.057	0.075	0.088
RMSR	0.042	0.046	0.034	0.034	0.034	0.039	0.045
RMR	0.042	0.046	0.034	0.034	0.034	0.039	0.045
GFI	0.99	0.99	0.99	1.00	0.99	0.99	0.99
AGFI	0.98	0.97	0.98	0.99	0.99	0.98	0.98
CFI	0.99	0.98	0.99	0.99	0.99	0.98	0.97
NNFI	0.98	0.96	0.99	0.99	0.98	0.97	0.95
gl	9	9	9	9	9	9	9
Chi-Cuadrado	35.44 (p = 0.01)	37.03 (p = 0.01)	16.51 (p = 0.05)	54.51 (p = 0.01)	35.34 (p = 0.01)	53.70 (p = 0.01)	70.53 (p = 0.01)

Tabla 9. Índices de ajuste y error en el análisis factorial confirmatorio de las distintas escalas.

Estadísticos Tradicionales	AC	CAN	CAT	CVI	NM	CAP	CACT
N	860	860	860	860	860	860	860
Media	3.72	2.98	3.18	3.56	3.91	4.23	4.15
Desviación Estándar	1.72	1.65	1.55	1.80	1.55	1.50	1.49
Varianza	2.96	2.72	2.41	3.22	2.40	2.26	2.23
Simetría	-0.39	0.07	-0.13	-0.26	-0.47	-0.80	-0.51
Curtosis	-0.79	-0.88	-0.66	-0.98	-0.68	0.09	-0.61
Error estándar media	0.06	0.06	0.05	0.06	0.05	0.05	0.05
Error estándar medida	1.05	1.08	1.11	1.02	1.03	0.99	1.02
Coefficiente Alfa (ConQuest)	0.63	0.67	0.69	0.68	0.66	0.66	0.63
Coefficiente Alfa (SPSS)	0.63	0.63	0.68	0.63	0.68	0.61	0.70
Fiabilidad (GT)	0.749	0.731	0.722	0.722	0.692	0.744	0.749
Generalizabilidad (GT)	0.748	0.718	0.703	0.703	0.655	0.740	0.749

Tabla 10. Estadísticos tradicionales por escalas estimados a través de Acer ConQuest. AC (Autoconfianza), CAN (Control de Afrontamiento Negativo), CAT (Control Atencional), CVI (Control Visuo-imaginativo), NM (Nivel Motivacional), CAP (Control de Afrontamiento Positivo), CACT (Control Actitudinal).

		ESCALAS						
DEPORTES		AUT_CONF	CON_AF_N	CON_ATEN	CON_VISU	NIV_MOTI	CON_AF_P	CON_ACTI
Atletismo	Media	23,4476	20,6471	21,4808	21,9429	23,4466	24,9429	24,5333
	N	210	204	208	210	206	210	210
	Desviación Estándar	4,1893	4,7367	4,3383	5,1760	4,1313	5,1926	4,0240
Mountain Bike	Media	22,7634	19,5604	20,1034	22,1379	23,3548	24,3256	23,4022
	N	186	182	174	174	186	172	184
	Desviación Estándar	4,0893	4,7296	3,6684	4,1592	3,9254	3,0948	3,2928
Artes Marciales	Media	24,3784	23,0541	23,1081	24,0857	24,8333	25,1842	25,9189
	N	74	74	74	70	72	76	74
	Desviación Estándar	4,0297	4,2001	4,2380	9,0229	3,8309	4,2260	3,2383
Deporte Universitario	Media	21,0309	19,3878	20,3367	20,7938	21,0316	21,4479	22,0316
	N	194	196	196	194	190	192	190
	Desviación Estándar	6,1778	4,4942	3,5110	4,7833	4,0927	3,7982	3,4777
Ciclismo	Media	22,0000	18,5000	20,0000	21,5000	24,0000	23,5000	22,0000
	N	4	4	4	4	4	4	4
	Desviación Estándar	5,7735	2,8868	2,3094	5,1962	,0000	,5774	3,4641
Natación	Media	23,3000	19,8000	20,6000	22,4545	22,2727	23,9091	25,5455
	N	20	20	20	22	22	22	22
	Desviación Estándar	2,4730	4,5376	2,3486	2,8740	3,8320	4,8688	2,7032
Fútbol	Media	23,6829	20,8140	23,2195	23,2683	22,9512	24,5238	24,0238
	N	82	86	82	82	82	84	84
	Desviación Estándar	3,8325	3,8761	8,5419	9,0541	4,2973	3,5820	3,4185
Baloncesto	Media	21,0000	21,0000	20,6667	20,6667	21,6667	24,0000	22,8333
	N	12	12	12	12	12	12	12
	Desviación Estándar	3,6680	4,2640	1,7753	6,1101	1,8749	4,0899	4,7641
Balonmano	Media	23,4211	18,7895	19,3333	22,5789	25,2941	27,3333	24,3684
	N	38	38	36	38	34	36	38
	Desviación Estándar	3,9907	3,8285	3,6095	4,7113	2,3294	8,6454	2,4209
Volleyball	Media	29,6667	23,5000	22,5000	23,3333	22,6667	22,3333	21,5000
	N	12	12	8	12	12	12	12
	Desviación Estándar	23,4379	4,5025	2,2039	5,1050	4,7354	4,0751	5,8698
Triathlon	Media	20,6000	22,0000	21,2000	20,4000	21,8000	23,0000	23,2000
	N	10	10	10	10	10	10	10
	Desviación Estándar	3,0258	2,5820	2,1499	5,9852	3,3599	3,7118	4,8717
Aerobic	Media	22,2000	18,35000	17,0000	17,12000	20,0000	18,9000	22,8000
	N	2	2	2	2	2	2	2
	Desviación Estándar	5,7735	2,8868	2,3094	5,1962	,0000	,5774	3,4641
Waterpolo	Media	23,0000	19,8750	19,8750	22,2500	21,6250	25,6250	23,3750
	N	16	16	16	16	16	16	16
	Desviación Estándar	3,6515	4,7732	3,1172	4,3742	4,5880	2,9183	4,5295
Total	Media	22,8535	20,2804	21,0760	22,0426	22,9033	23,9976	23,7079
	N	860	856	842	846	848	848	856
	Desviación Estándar	5,4377	4,5930	4,6087	5,8082	4,1458	4,6495	3,7751

Tabla 11. Baremos (media y desviación típica) por deportes.

		ESCALAS						
GÉNERO		AC	CAN	CAT	CVI	NM	CAP	CACT
Hombre	Media	23,3478	20,7796	21,2139	22,4163	23,0894	24,3279	24,0227
	N	621	617	603	615	615	613	617
	Desviación Estándar	5,8045	4,5900	4,9642	6,1349	4,1886	4,4083	3,7796
Mujer	Media	21,6335	19,0269	20,9050	21,0329	22,2977	23,1187	22,9050
	N	221	223	221	213	215	219	221
	Desviación Estándar	4,0773	4,3928	3,5052	4,8051	4,0815	5,2124	3,6724
Total	Media	22,8979	20,3143	21,1311	22,0604	22,8843	24,0096	23,7279
	N	842	840	824	828	830	832	838
	Desviación Estándar	5,4550	4,6015	4,6183	5,8505	4,1731	4,6608	3,7817

Tabla 12. Baremos (media y desviación típica) por género.

## Discusión

La evaluación del ajuste de un modelo es un proceso relativo más que un proceso basado en criterios absolutos, por lo tanto, es más adecuado evaluar conjuntamente diversos tipos de medida para valorar la aceptabilidad de un modelo. En este caso los modelos planteados para cada escala se ha demostrado que son significativos y que poseen índices de ajuste adecuados (al Modelo Lineal General, y por tanto normales y homocedásticos). Además sus índices de fiabilidad (aportados por el análisis de generalizabilidad) son iguales o superiores al mínimo aceptable de 0.70 señalado por Nunally (1978). Con respecto al análisis de generalizabilidad sus índices se sitúan por encima de 0.70 (excepto en el caso de NM con 0.655), que aunque inferiores a los habituales en este tipo de análisis, los consideramos, por ser los primeros, aceptables.

Es importante señalar que los resultados estimados en el análisis de TRI demuestran que en cada escala el constructo correspondiente queda estimado de forma aceptable (Hamblenton y Swaminathan, 1985).

Hay que señalar que cada escala está constituida por seis ítems, que dan cuenta de la parsimonia de cada escala. Un aumento en el número de ítems llevaría aparejado un incre-

mento, especialmente, en los índices de discriminación y de fiabilidad, con el sacrificio evidente de la parsimonia y la brevedad del actual instrumento.

Consideramos que esta herramienta viene a solventar los problemas que plantea la intervención profesional en psicología del deporte, ya que permite la elaboración de un perfil de puntos débiles y fuertes en las habilidades psicológicas de los deportistas. Es importante señalar que con este cuestionario superamos algunos de los problemas planteados con el uso de otros cuestionarios (Gimeno, Buceta, y Pérez-Llantada, 2001), al diferenciar de forma fehaciente las diversas habilidades mentales que intervienen en la ejecución deportiva. El cuestionario *Sports Performance Inventory* (SPI) está baremado con una muestra de 274 estudiantes, consta de 83 ítems y estima 6 factores (competitividad, orientación del equipo, dureza mental, control emocional, actitud positiva y sentido de seguridad) (2001). Posee un Alfa de Cronbach global de 0.79 (los referidos a cada escala son significativamente menores). Consideramos que aunque estima algunos constructos similares, el cuestionario que presentamos es substancialmente más parsimonioso, la muestra utilizada es mayor y con mejores índices de fiabilidad.

Con respecto a la posibilidad de generalización de los resultados obtenidos, los índices se sitúan en los límites de esta posibilidad. Todas las escalas se encuentran en esta situación, por lo tanto, los baremos por deporte tienen un carácter ilustrativo. Lógicamente se deben realizar más estudios a fin de obtener baremos generalizables para las distintas modalidades deportivas. Sin embargo los baremos globales, considerando que los modelos estimados por escalas son significativos, podemos considerarlos generalizables.

Creemos importante y de gran utilidad la baremación por modalidades deportivas, ya que cada una de ellas lleva implícito el uso de habilidades psicológicas distintas. Esta razón se ha usado tradicionalmente en la literatura científica en Psicología del Deporte en la construcción de baremos en función de la

modalidad deportiva (Mahoney, Gabriel, y Perkins, 1987; Gould, Weiss, y Weinberg, 1981; Highlen, y Bennet, 1983).

La utilización de TRI en la construcción de cuestionarios en el ámbito de la Psicología del Deporte es novedosa como lo demuestra las apenas seis referencias que aparecen en las bases de datos (Cepicka, 2003; Fletcher, 1999; Fletcher and Hattie, 2004; Lang y Wilkerson, 2005; Strauss, 1999; Tenenbaum, 1999). Este hecho confirma la actualidad y pertinencia de la estrategia de construcción de este cuestionario.

Para finalizar, señalar que este cuestionario permite obtener una información valiosa que puede ser complementada con otros cuestionarios y metodologías con el fin de planificar las intervenciones psicológicas con deportistas.

#### *UN CUESTIONARIO PARA LA EVALUACIÓN PSICOLÓGICA DE LA EJECUCIÓN DEPORTIVA: ESTUDIO COMPLEMENTARIO ENTRE TCT Y TRI*

**PALABRAS CLAVE:** Evaluación Psicológica, Rendimiento Deportivo, Teoría de Respuesta al Item.

**RESUMEN:** En este trabajo se presentan los resultados de la construcción y baremación de un cuestionario que tiene como objetivo la elaboración de un perfil de habilidades psicológicas de deportistas de distintas disciplinas. La importancia de este cuestionario radica, a nivel teórico, en la complementariedad de las tres teorías al uso en psicometría (Teoría Clásica de los Test -TCT-, Teoría de Respuesta al Item -TRI- y Teoría de la Generalizabilidad -TG-); y, a nivel aplicado, en la posibilidad de construir un perfil psicológico de ejecución deportiva de manera parsimoniosa. El cuestionario fue administrado a una muestra de 860 personas, practicantes de distintas modalidades deportivas (Atletismo, Mountain Bike, Artes Marciales, Ciclismo, Natación, Fútbol, Baloncesto, Balonmano, Voleibol, Triatlón, Aerobic, Waterpolo). Los resultados obtenidos con las distintas técnicas analíticas confirman que los resultados se ajustan al Modelo Lineal General, que el modelo posee índices de ajuste adecuados, además de una fiabilidad y generalizabilidad satisfactorias; y que bajo las asunciones de la Teoría de Respuesta al Item (TRI) estima los constructos de forma adecuada.

#### *QUESTIONARIO PARA AVALIAÇÃO PSICOLÓGICA DA EXECUÇÃO DESPORTIVA: ESTUDO COMPLEMENTAR ENTRE TCT E TRI*

**PALAVRAS CHAVE:** Avaliação Psicológica, Rendimento Desportivo, Teoria de resposta ao Item.

**RESUMO:** Neste trabalho apresenta-se os resultados da construção e aferição de um questionário que tem como objectivo a elaboração de um perfil de competências psicológicas de desportistas de diferentes modalidades. A importância deste questionário radica, a nível teórico, na complementaridade das três teorias utilizadas em psicometria (Teoria clássica dos testes - TCT, Teoria de resposta ao item - TRI e Teoria da generalização - TG), e, a nível aplicado, na possibilidade de construir um perfil psicológico de execução desportiva de forma parcimoniosa. O questionário foi administrado a uma amostra de 860 pessoas, praticantes de diferentes modalidades desportivas (Atletismo, BTT, Artes Marciais, Ciclismo, Natação, Futebol, Basquetebol, Andebol, Voleibol, Triatlo, Aeróbica, Pólo Aquático). Os resultados obtidos com as diferentes técnicas analíticas confirmam que os resultados se ajustam ao Modelo Linear Geral; que o modelo possui índices de ajustamento adequados para além de uma fiabilidade e capacidade de generalização satisfatórias; e ainda que segundo os pressupostos da Teoria de Resposta ao Item (TRI), estima os construtos de forma adequada.

## Referencias

- Abernethy, B. (1993). Attention. En R. N.Singer, M.Murphey, L. K.Tennant, *Handbook of Research on Sport Psychology* (pp.127-170). Nueva York: Macmillan.
- Adams, R. J. y Khoo, S. (1996). *Quest: The interactive test analysis system*. Victoria: ACER.
- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behaviour and Human Decision Processes*, 50, 179-211.
- Albo Lucas, J. M. y Nuñez Alonso, J. L. (2003). Motivación y deporte. En A. Hernández Mendo, *Psicología del Deporte (Vol.1): Fundamentos 2* (pp. 84-104). Buenos Aires: Tulio Guterman (<http://www.efdeportes.com>).
- Anguera, M. T. (1990). Metodología observacional. En J. Arnau, M.T. Anguera y J. Gómez, *Metodología de la investigación en Ciencias del Comportamiento* (pp. 125-236). Murcia: Universidad de Murcia.
- Anguera, T. (2003). La Metodología selectiva en el deporte. En A. Hernández Mendo (Eds.), *Psicología del Deporte (vol.2): Metodología* (pp. 43-76). Buenos Aires: Tulio Guterman (<http://www.efdeportes.com>).
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: towards a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
- Bejar, I. I. (1983). Introduction to Ítem Response Models and their assumptions. In R.K. Hamblenton (Ed.), *Applications of ítem response theory*. Vancouver: Educational Research Institute of British Columbia.
- Blanco Villaseñor, A., Hernández Mendo, A., Morales Sánchez, V. y Castellano Paulis, J. (2005). Evaluación Psicosocial del deporte. Estimación de componentes de varianza mediante procedimientos de máxima verosimilitud. E, R. García Mira, A. Fernández González, M. D. Losada Otero y M. Goluboff Scheps, *Psicología Ambiental, Comunitaria y de la Educación* (pp. 621-627). Madrid: Biblioteca Nueva.
- Boker, S. M., Rotondo, J. L., Xu, M., King, K. (2002). Windowed cross-correlation and peak picking for the analysis of variability in the association between behavioral time series. *Psychological Methods*, 7 (3), 338-355.
- Cepicka, L. (2003). Using the Rasch model to improve the qualitative analysis of the overarm throw. *Kinesiology*, 35 (1), 30-35.
- Csikszentmihalyi, M. (1992). *Flow. The psychology of Happiness*. London: Rider.
- Delgado, A. R. y Prieto, G. (1997). *Introducción a los métodos de investigación de la Psicología*. Madrid: Pirámide.
- Dosil, J. (2004). *Psicología de la actividad física y del deporte*. Madrid: McGraw Hill.
- Dosil, J. y Caracuel, J. C. (2003). Psicología aplicada al deporte. En J. Dosil (Ed.), *Ciencias de la actividad física y el deporte*. Madrid: Síntesis.
- Drasgow, F. y Parsons, Ch. K. (1983). Application of unidimensional item response theory models to multidimensional data. *Applied Psychological Measurement*, 7 (2), 189-199.
- Embretson, S. E. y Hershberger, S. L. (1999). *The new rules of measurement*. Mahwah, New Jersey: LEA.
- Feltz, D. L. y Lirgg, C. D. (2001). Self-efficacy beliefs of athletes, teams, and coaches. En R. N. Singer, H. A. Hausenblas y C. M. Janelle (eds). *Handbook of sport psychology*. New York: John Wiley & Song.

- Fishbein, M. y Ajzen, I. (1975) *Belief, Attitude, Intention and Behavior*. New York: Reading, Mass: Addison-Wesley.
- Fletcher, R. (1999). Incorporating recent advances in measurement in sport and exercise psychology. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 21 (1), 24-38.
- Fletcher, R. B. y Hattie, J. A. (2004). An examination of the psychometric properties of the physical self-description questionnaire using a polytomous item response model. *Psychology of Sport and Exercise*, 5 (4), 423-446.
- Gimeno, F., Buceta, J.M. y Pérez-Llantada, M. (2001): El cuestionario "Características Psicológicas Relacionadas con el Rendimiento Deportivo" (C.P.R.D.): Características psicométricas. *Análise Psicológica*, 1 (19), 93-133.
- González Carballido, L. G. (2001) Una aproximación práctica a la Psicología del deporte *Lecturas: EF y Deportes. Revista Digital*, 35, marzo. (<http://www.efdeportes.com>). [Consulta: 20 de marzo de 2002].
- González Fernández, M. D. y Dominguez Rey, J. L. (2003). Establecimiento de metas. En A. Hernández Mendo, *Psicología del Deporte (Vol.1): Fundamentos 2* (pp. 105-120). Buenos Aires: Tulio Guterman (<http://www.efdeportes.com>).
- Gould, D., Weiss, M. y Weinberg, R. (1981). Psychological characteristics of successful and non-successful Big Ten wrestlers. *Journal of Sport Psychology*, 3, 69-81.
- Hamblenton, R. K. y Jones, R.W. (1993). Comparison of classical test theory and ítem response theory and their applications to test development. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 12 (3), 38-47.
- Hamblenton, R. K. y Swaminathan, H. (1985). *Item response theory: principles and applications*. Boston: Kluwer Academic.
- Hamblenton, R. K. y van der Linden, W. J. (1982). Advances in item response theory and applications: an introduction. *Applied Psychological Measurement*, 6,(4), 373-378.
- Hambleton, R. K. (1989). Principles and selected applications of item response theory. In Linn, Robert L (Ed), *Educational measurement* (pp.147-200). New York: Macmillan.
- Hambleton, R. K., Clauser, B. E., Mazor, K. M. y Jones, R. W. (1993). Advances in the detection of differentially functioning test items. *European Journal of Psychological Assessment*, 9 (1), 1-18.
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H. y Rogers, HJ. (1991). *Fundamentals of item response theory. Measurement methods for the social sciences series*, Vol. 2. Thousand Oaks, CA, US: Sage Publications, Inc.
- Hernández Mendo, A. (1999). El modelo de flujo de Csikszscentmihalyi como programa de investigación en el tiempo libre. Análisis informatizado de una experiencia. *Lecturas: EF y Deportes. Revista Digital*, 16, octubre 1999. (<http://www.efdeportes.com/revista/efd16/tlibre.htm>). [Consulta: 2 noviembre 1999].
- Hernández Mendo, A. (2001a). La psicología del deporte en el atletismo. *Lecturas: EF y Deportes. Revista Digital*, 34, marzo. (<http://www.efdeportes.com/revista/efd34/atl.htm>). [Consulta: 28 de marzo de 2001].
- Hernández Mendo, A. (2001b). Un cuestionario para evaluar la calidad en programas de actividad física. *Revista de Psicología del Deporte*, 10, 179-196.
- Hernández Mendo, A. (2002). Imágenes mentales y deporte. En J. Dosil, *Psicología y Rendimiento Deportivo* (pp. 83-102). Ourense: Gersam.

- Hernández Mendo, A. (2003). Intervención psicológica en atletismo. En A. Hernández Mendo, *Psicología del Deporte (Vol.III): Aplicaciones 1* (pp. 7-42). Buenos Aires: Tulio Guterman (<http://www.efdeportes.com>).
- Hernández Mendo, A. y Francisco García, J. (1995). Valoración psicofisiológica de un equipo de remeros de banco fijo. En M.T. Vega y M.C. Taberner, *Psicología Social, de la Educación y de la Cultura, Ocio, Deporte y Turismo* (pp.429-440). Salamanca: Eudema.
- Hernández Mendo, A. y González Fernández, M. D. (1995). El modelo de Csikszentmihalyi en la iniciación a los deportes de montaña en la enseñanza secundaria. *Escola Critica*, 19-10, 131-146.
- Hernández Mendo, A. y Morales Sánchez, V. (2000). La actitud en la practica deportiva: concepto. *Lecturas: EF y Deportes. Revista Digital*, 18, febrero. (<http://www.efdeportes.com/revista/efd18a/actitud.htm>). [Consulta: 2 de marzo de 2000].
- Hernández Mendo, A. y Ramos, R. (1995b). Aplicación informática para evaluación y entrenamiento de la atención en psicología del deporte. *Psicothema*, 7 (3), 527-529.
- Hernández Mendo, A. y Ramos, R.. (1995a). Informatización de la evaluación y entrenamiento de la atención. *Anales de Psicología*, 11 (2), 183-191.
- Hernández Mendo, A. y Ramos, R. (1996). *Introducción a la informática aplicada a la psicología del deporte. Herramientas informáticas de uso en las ciencias del deporte*. Madrid: Editorial Ra-Ma.
- Highlen, P. S. y Bennet, B. B. (1983). Elite divers and wrestlers: A comparison between open and close-skilled athletes. *Journal of Sport Psychology*, 5, 390-409.
- Jones, J. W., Neuman, G., Altmann, R. y Dreschler, B. (2001). Development of the Sports Performance Inventory: A psychological measure of athletic potential. *Journal of Business and Psychology*, 15 (3), 491-503
- Lang, W. S. y Wilkerson, J. R. (2005). Measuring College Sailing Teams Ability: An Application of the Many-Facet Rasch Model to Ordinal Data. *Journal of Applied Measurement*, 6 (1), 57-70.
- Loehr, J. E. (1990). *The Mental Game*. New York: A Plume Book.
- Lord, F. M. (1980). *Applications of item response theory to practical testing problems*. New Jersey: LEA.
- Lord, F.M. (1980). *Applications of item response theory to practical testing problems*. New Jersey: LEA.
- Maes, J. H. R., y van der Goot, M. (2006). Human operant learning under concurrent reinforcement of response variability. *Learning and Motivation*, 37 (1), 79-92.
- Mahoney, M.J. (1989): Psychological predictors of elite and non-elite performance in olympic weightlifting. *Internatinoal Journal of Sport Psychology*, 20, 1-12.
- Mahoney, M. J., Gabriel, T. J. y Perkins, T. S. (1987): Psychological skills and exceptional athletic performance. *The Sport Psychologist*, 1, 181-199.
- Maíz Rodríguez, J. (2004). Adaptación y baremación de cuestionarios sobre comportamientos violentos. *Lecturas: EF y Deportes. Revista Digital*, 76, septiembre. <http://www.efdeportes.com/efd79/violent.htm> [Consulta: 13 de diciembre de 2004].
- Martínez Arias, R. (1995). *Psicometría: teoría de los test psicológicos y educativos*. Madrid: Síntesis.
- Meichenbaum, D. (1972). Cognitive modification of test anxious college students. *Journal of consulting and Clinical Psychology*, 39 (3), 370-380.

- Morales Sánchez, V. (2003). Evaluación psicosocial de la calidad de los servicios municipales deportivos: aportaciones desde el análisis de variabilidad. Universidad de Málaga: *Tesis doctoral* <http://www.efdeportes.com/efd72/munic.htm> [Consulta: 13 de diciembre de 2004].
- Morales Sánchez, V., Hernández Mendo, A. y Blanco, A. (2005). Evaluación de la calidad en los programas de actividad física. *Psicothema*, 17 (2), 292-298.
- Muñiz, J. (1996). *Teoría clásica de los test*. Madrid: Pirámide.
- Muñiz, J. (1997). *Introducción a la Teoría de Respuesta a los Ítems*. Madrid: Pirámide.
- Muñiz, J. (1997). *Teoría de respuesta a los ítems*. Madrid: Pirámide.
- Nunally, J. C. (1978): *Psychometric theory*. Nueva York: McGraw-Hill.
- Pérez-Llantada, M. C., Buceta, J. M., López de la Llave, A., Gimeno, F., y Ezquerro, M. (1997). El cuestionario "Características Psicológicas Relacionadas con el rendimiento Deportivo" (CPRD): un estudio con la escala de control del estrés. *Revista Electrónica de Motivación y Emoción*, 5 (11-12).
- Prieto, G. y Delgado, A. (2003). Análisis de un test mediante el modelo de Rasch. *Psicothema*, 15 (1), 94-100.
- Rasch, G. (1960). *Probabilistic models for some intelligence and attainment test*. Copenhagen: The Danish Institute for Educational Research.
- Rasch, G. (1977). On specific objectivity: An attempt at formalizing the request for generality and validity of scientific statements. En M. Glegvad (Ed.), *The Danish Yearbook of Philosophy* (pp. 59-94). Copenhagen: Munksgarrd.
- Roberts, G. C. (1993) Motivation in sport: Understanding and enhancing the motivation and achievement of children. En R. Singer, M. Murphy, y K. Tennant (Eds.). *Handbook of Research in Sport Psychology* -(pp 405-420). New York, NY: MacMillan.
- Roberts, G. C. (1995). *Motivación en el deporte y el ejercicio*. Bilbao: Desclee De Brouwer.
- Sánchez, X. y Lejeune, M. (1999). Práctica mental y deporte: ¿qué sabemos después de casi un siglo de investigación?. *Revista de Psicología del Deporte*, 8 (1), 21-37.
- Schafer, J. L. y Graham, J. W. (2002). Missing Data: Our view of the State of the art. *Psychological Methods*, 7 (2), 174-177.
- Strauss, B. (1999). Latent trait and latent class models. *International Journal of Sport Psychology*, 30 (1), 17-40.
- Suinn, R. M. (1977). Behavioural methods at the winter olimpics games. *Behaviour Therapy*, 8, 283-284.
- Suinn, R. M. (1993). Imagery. En R. N. Singer; M. Murphey y L. K. Tennant, *Handbook of Research on Sport Psychology* (pp. 492-510). Nueva York: Macmillan.
- Tenenbaum, G. (1999). The implementation of Thurstone's and Guttman's measurement ideas in Rasch Analysis. *International Journal of Sport Psychology*, 30 (1), 3-16.
- Thurstone, L. L. (1928). Attitudes can be measured. *American Journal of Sociology*, 33, 529-554.
- Van Dijk, M., de Goede, D., Ruhland, R., van Geert, P. (2001). Child language cuts capers: A study into intra-individual variability in developmental processes. *Nederlands Tijdschrift voor de Psychologie en haar Grensgebieden*, 56 (1), 26-39.
- Van Geert, P. y van Dijk, M. (2002). Focus on variability: New tools to study intra-individual variability in developmental data. *Infant Behavior and Development*, 25 (4), 340-374.

- Vealey, R. S. (1986). Conceptualization of sport-confidence and competitive orientation. Preliminary investigation and instrument development. *Journal of Sport Psychology*, 8, 221-246.
- Wright, B. D. y Masters, G. N. (1982). *Rating scale analysis*. Chicago: Mesa Press.
- Wright, B. D. y Stone, M. H. (1979). *Best test desing*. Chicago: Mesa Press.
- Wu, A., Adams, R.J. y Wilson, M. R. (1998). *Acer ConQuest*. Melbourne: Acer Press.
- Ysewijn, P. (1996). GT software for generalizability studies. Mimeografía.

## Anexo I

### Ítems del cuestionario IPED

1. Me veo más como un perdedor que como un ganador durante las competiciones.
2. Me enfado y frustró durante la competición.
3. Llego a distraerme y perder mi concentración durante la competición.
4. Antes de la competición, me imagino a mí mismo ejecutando mis acciones y rindiendo perfectamente.
5. Estoy muy motivado para dar lo mejor de mí en la competición.
6. Puedo mantener emociones positivas durante la competición.
7. Durante la competición pienso positivamente.
8. Creo en mí mismo como deportista.
9. Me pongo nervioso durante la competición.
10. En los momentos críticos de la competición me da la impresión de que mi cabeza va muy deprisa.
11. Practico mentalmente mis habilidades físicas.
12. Trabajo y entreno duro gracias a los objetivos que yo me he fijado como deportista.
13. Disfruto durante la competición, aunque me encuentre con la presencia de dificultades.
14. Durante la competición mantengo autoconversaciones de carácter negativo.
15. Pierdo mi confianza fácilmente.
16. Los errores durante la competición me hacen sentir y pensar negativamente.
17. Puedo controlar rápidamente mis emociones y recuperar la concentración.
18. Para mí es fácil pensar fotográficamente (en imágenes) acerca de mi deporte.
19. No necesito que me empujen a entrenar duro y competir con intensidad. Yo soy mi mejor elemento de motivación.
20. Cuando las cosas se vuelven contra mí durante la competición, tiendo a desinflarme emocionalmente.
21. Empleo todo mi esfuerzo durante la competición, pase lo que pase.
22. Puedo rendir por encima de mi talento y mis habilidades.
23. Durante la competición siento que mis músculos se tensan y creo que no me van a responder.
24. Me tomo respiros durante la competición.
25. Antes de la competición, me visualizo superando situaciones difíciles y ejecutando acciones complejas.
26. Daría lo que fuera por desarrollar todo mi potencial y alcanzar la cumbre como deportista.
27. Entreno con una intensidad alta y positiva.
28. Controlando mi pensamiento soy capaz de transformar estados de humor negativos en positivos.
29. Soy un competidor mentalmente tenaz.
30. Cuando compito, las situaciones incontrolables, como el viento, las trampas de los contrarios, los malos arbitrajes, me alteran y hacen que me derrumbe.
31. Durante la competición pienso en errores pasados o en oportunidades perdidas.
32. Durante la competición utilizo imágenes que me ayudan a rendir mejor.
33. Estoy aburrido y quemado.
34. Las situaciones difíciles para mí suponen un desafío y me inspiran.
35. Mi entrenador diría de mí que tengo una buena actitud.
36. La imagen que proyectó al exterior es de ser un luchador.
37. Puedo permanecer tranquilo durante la competición pese a que aparezcan problemas perturbadores.
38. Mi concentración se rompe fácilmente.
39. Cuando me visualizo compitiendo o entrenando, puedo ver y sentir las cosas muy vivamente.
40. Al despertar por las mañanas me siento excitado en relación con los entrenamientos y competiciones.
41. Practicar este deporte me aporta un sentido genuino de disfrute y realización.
42. Yo puedo convertir una crisis en una oportunidad.