

## Propiedades psicométricas de la versión española del Inventario de Ansiedad Competitiva CSAI-2R en deportistas

Elena M. Andrade Fernández, Graciela Lois Ríó y Constantino Arce Fernández  
Universidad de Santiago de Compostela

El objetivo del presente trabajo consistió en obtener una versión adaptada al español del inventario de ansiedad competitiva CSAI-2, revisado recientemente. Se llevó a cabo la traducción de la escala y se estudiaron sus propiedades psicométricas con una muestra de 149 deportistas. Los datos se sometieron a procedimientos de análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Como resultado se obtuvo una forma del CSAI-2R con 16 ítems, distribuidos en las tres subescalas hipotetizadas: Ansiedad somática, Ansiedad cognitiva y Autoconfianza. El ajuste del modelo fue satisfactorio, con índices CFI y NNFI de 0.97 y RMSEA igual a 0.045. Los valores de consistencia interna de los factores se situaron entre 0.79 y 0.83. Se concluye que esta versión posee propiedades, en términos de dimensionalidad y de consistencia interna, adecuadas, y se sugieren pautas para trabajos futuros sobre su validez como medida del estado de ansiedad en situaciones de competición.

*Psychometric properties of the Spanish version of the Revised Competitive State Anxiety Inventory-2 with athletes.* The aim of this work was to develop a Spanish adaptation of the Revised Competitive State Anxiety Inventory-2. The scale was translated and its psychometric properties were analyzed with data from a sample of 149 athletes. Exploratory and confirmatory factor analyses were performed which supported a 16-item CSAI-2R assessing the three hypothesised dimensions of anxiety: Somatic anxiety, Cognitive anxiety, and Self-confidence. Overall fit of the model was good with a value of .97 for Comparative and Non-Normed Fit Indexes, and .045 for Root Mean Square Error of Approximation. Cronbach alpha coefficients for the factors ranged from .79 to .83. It is concluded that this version shows adequate properties, in terms of its dimensionality and internal consistency. Guidelines are also provided for future research on its validity as a measure of state anxiety in competitive situations.

El Diccionario de las Ciencias del Deporte y del Ejercicio (Anshel et al., 1991) define la ansiedad como «un sentimiento subjetivo de aprensión o amenaza percibida, a veces acompañada por un incremento de la activación fisiológica» (p. 9). Las reacciones de ansiedad aparecen con gran frecuencia ante demandas objetivas del entorno, tal como ocurre en una situación de competición deportiva. Si bien para algunos la competición es una práctica divertida y desafiante, para otros puede convertirse en amenazadora o aversiva, lo que lleva incluso al abandono del deporte (Lois y García, 2001; Smith, 1989). La competición supone un juicio interno y externo de la capacidad individual y crea incertidumbre sobre el resultado. Cuanto mayor sea el grado de inseguridad y la importancia concedida al resultado, mayor será la percepción de amenaza y, en consecuencia, la respuesta de ansiedad (Anshel, 1995). De ahí que el estado de ansiedad precompetitiva haya sido uno de los constructos más estudiados en relación con el rendimiento deportivo, dando lugar a varias teorías e hipótesis explicativas, así como

al diseño de instrumentos específicos. En el *Directorio de Tests Psicológicos en las Ciencias del Deporte y el Ejercicio* (Ostrow, 1996) se enumeran al menos 22 escalas dedicadas al constructo de ansiedad en este ámbito.

Uno de los instrumentos más utilizados para evaluar el estado de ansiedad precompetitiva ha sido el «*Competitive State Anxiety Inventory-2*» (CSAI-2) de Martens, Burton, Vealey, Bump, y Smith (1990). Los autores llevaron a cabo 17 estudios para la elaboración de esta medida, que ha sido aplicada además en 49 trabajos de investigación independientes (Burton, 1998). En su origen, el CSAI fue un inventario específico para deporte, pero con una concepción unidimensional del estado de ansiedad. El CSAI-2 se diseñó precisamente para disponer de un instrumento específico que midiese tanto Ansiedad cognitiva como somática. Otros aspectos, como Miedo al daño físico y Ansiedad generalizada, no consiguieron replicarse. Durante el proceso de validación, sin embargo, se encontró un nuevo componente, denominado *Autoconfianza*. De este modo, la versión final del CSAI-2 contaba con 27 ítems relativos a tres dimensiones de ansiedad, cada una de las cuales estaba representada por nueve enunciados (Martens et al., 1990).

A pesar de que los autores del CSAI-2 fueron rigurosos en su desarrollo y de que su uso está muy extendido, recientemente se han puesto de manifiesto dificultades de tipo metodológico que

cuestionan su validez factorial. Tsorbatzoudis, Varkoukis, Kaissidis-Rodafinos y Grouios (1998) realizaron un análisis factorial exploratorio con los datos procedentes de aplicar el CSAI-2 a una muestra de deportistas de élite griegos y encontraron que tres de los ítems empleados para evaluar Ansiedad cognitiva aparecían en realidad como indicadores de Autoconfianza. En otro trabajo, Lane, Sewell, Terry, Bartram y Nesti (1999) emplearon una gran muestra formada por deportistas de varias modalidades y diferentes niveles competitivos para someter el CSAI-2 a análisis factorial confirmatorio. El ajuste global del modelo resultó ser pobre, las saturaciones factoriales de varios ítems de Ansiedad cognitiva y de Ansiedad somática fueron bajas y los índices de modificación indicaron que el ajuste mejoraría significativamente si se permitiese la relación de los ítems con más de un factor.

En base a la evidencia previa, Cox, Martens y Russell (2003) señalaron como principales limitaciones del CSAI-2 los problemas relacionados con los métodos estadísticos que se emplearon para determinar la composición factorial del cuestionario (críticas sobre todo dirigidas al método de extracción de componentes principales y a la rotación ortogonal), las decisiones, a veces arbitrarias, para la inclusión de ciertos ítems, y la ausencia del análisis factorial confirmatorio. Cox et al. (2003) realizaron un estudio con el propósito de revisar la estructura del CSAI-2, mediante procedimientos de análisis factorial confirmatorio. Utilizando como guía el test de los multiplicadores de Lagrange, decidieron la eliminación sistemática y secuencial de 10 ítems. Esto dio lugar a una forma mejorada del instrumento, con el nombre de «*Revised Competitive State Anxiety Inventory-2*» (CSAI-2R).

El CSAI-2R está compuesto por 17 ítems, que se distribuyen en tres subescalas: Ansiedad cognitiva, Ansiedad somática y Autoconfianza. Cada uno de los enunciados se valora mediante un formato de respuesta tipo Likert, con cuatro alternativas. La subescala de Ansiedad cognitiva se ha diseñado para evaluar las sensaciones negativas que el sujeto posee acerca de su rendimiento y de las consecuencias del resultado. Contiene 5 ítems y una puntuación global que oscila entre 5 y 20 puntos. La subescala de Ansiedad somática está compuesta por 7 ítems que hacen referencia a la percepción de indicadores fisiológicos de la ansiedad tales como tensión muscular, aumento de la tasa cardíaca, sudoración y malestar en el estómago. Su puntuación mínima es de 7 y la máxima de 28. Finalmente, este inventario integra una subescala de Autoconfianza, que estima el grado de seguridad que el sujeto cree tener acerca de sus posibilidades de éxito en la competición. Para ello se utilizan 5 ítems, que proporcionan una puntuación global entre 5 y 20.

Cuando esta forma modificada del cuestionario en inglés se probó en una muestra de validación, los coeficientes de consistencia interna de los factores oscilaron entre 0.81 y 0.86. Con respecto al ajuste del modelo, el estadístico Chi-cuadrado fue significativo:  $\chi^2_{(116)} = 228$ ;  $p < 0.0001$ . Sin embargo, los índices CFI, NNFI y RMSEA adoptaron como valores 0.95, 0.94 y 0.054, respectivamente. Las correlaciones entre factores fueron 0.61 para Ansiedad cognitiva y Ansiedad somática, -0.58 para Ansiedad cognitiva y Autoconfianza, y -0.35 para Ansiedad somática y Autoconfianza.

El trabajo que aquí se expone se realizó con el objeto de obtener una versión en español del Inventario del Estado de Ansiedad Competitiva Revisado (CSAI-2R). Presenta el proceso seguido para su traducción y el análisis de sus propiedades psicométricas con los datos procedentes de una muestra de deportistas españoles.

## Método

### Participantes

La muestra estaba formada por 149 sujetos, 78.5% de los cuales eran hombres y 21.5% mujeres, con un rango de edad entre 14 y 39 años ( $M = 21.89$ ;  $D.T. = 6.99$ ). Todos ellos eran deportistas que participaban habitualmente en competiciones tanto de nivel autonómico como nacional y representaban a los siguientes deportes: golf (26.2%), natación (24.8%), traineras (21.5%), surf (16.1%) y ciclismo (11.4%).

### Instrumento

El instrumento utilizado fue la versión en español del CSAI-2R, elaborada según los pasos que recomienda la literatura sobre adaptación de tests y escalas (Hambleton, 1996; Muñiz y Hambleton, 2000). Con el fin de evitar imprecisiones, se combinaron los diseños de traducción directa e inversa de los ítems (Andrade, Arce, y Seoane, 2002; Arce, Andrade, y Seoane, 2000; Brislin, 1970, 1986; Voss, Stem, Johnson, y Arce, 1995). Este proceso fue realizado en colaboración con dos traductores cualificados, que recibieron instrucción acerca del objetivo del cuestionario, el formato de respuesta y el modo de cuantificación de la misma. Además, se solicitó el juicio de varios expertos (psicólogos y deportistas), que contribuyeron a la composición final del instrumento, tal como se ofrece en la tabla 1.

La traducción inversa del ítem 12, «*I feel my stomach sinking*» («tengo un nudo en el estómago»), resultó ambigua y se optó por añadir una redacción alternativa al mismo, el enunciado número 18 («siento un vacío en el estómago»).

La forma adaptada resultante constaba de 18 ítems, distribuidos en las tres subescalas antes definidas: Ansiedad cognitiva (ítems 2, 5, 8, 11 y 14), Ansiedad somática (ítems 1, 4, 6, 9, 12, 15, 17 y 18) y Autoconfianza (ítems 3, 7, 10, 13 y 16). Todos los enunciados estaban formulados en la misma dirección. Se mantuvo el orden de los

Tabla 1  
Composición del CSAI-2R en su versión en español (18 ítems)

<b>Ansiedad cognitiva</b>
2. Me preocupa no rendir en esta competición tan bien como podría hacerlo
5. Me preocupa perder
8. Me preocupa bloquearme ante la presión
11. Me preocupa un bajo rendimiento
14. Me preocupa que los demás se sientan decepcionados con mi rendimiento
<b>Ansiedad somática</b>
1. Estoy muy inquieto
4. Noto mi cuerpo tenso
6. Siento tensión en mi estómago
9. Mi corazón se acelera
12. Tengo un nudo en el estómago
15. Mis manos están sudorosas
17. Noto mi cuerpo rígido
18. Siento un vacío en el estómago (alternativa al ítem 12)
<b>Autoconfianza</b>
3. Estoy seguro de mí mismo
7. Estoy seguro de que puedo hacer frente al desafío
10. Tengo confianza en hacerlo bien
13. Tengo confianza porque me veo alcanzando mi objetivo
16. Confío en responder bien ante la presión

elementos seguido en la versión revisada del CSAI-2, con el ítem 18 al final. También se conservó el formato de respuesta tipo Likert con cuatro alternativas, numeradas desde 1 («nada») hasta 4 («mucho»).

### Procedimiento

La versión del CSAI-2R en español fue administrada entre 15 y 45 minutos antes de la competición. Se informó a los deportistas de que al participar lo hacían de forma voluntaria y anónima, así como de la confidencialidad de sus respuestas. Además, se insistió en que no existían respuestas correctas o incorrectas y en que no debían dedicar mucho tiempo a cada ítem; simplemente debían responder según se sintieran en ese momento. La presentación fue realizada por un único investigador y planificada, de modo que todos los sujetos recibiesen las mismas instrucciones. Los datos fueron recogidos en competiciones de carácter autonómico y nacional, celebradas durante el mes de julio del 2004.

### Análisis de datos

Para el análisis de los datos se emplearon el paquete estadístico SPSS (versión 13) y el programa LISREL (versión 8.72). A partir de una matriz de orden  $149 \times 18$  se realizó una descripción de las respuestas a los ítems del cuestionario. A continuación se procedió a revisar la dimensionalidad mediante un análisis factorial exploratorio. El estudio de las propiedades psicométricas de la escala continuó con el análisis de ítems y de consistencia interna de los factores. Finalmente, se emplearon procedimientos de análisis factorial confirmatorio para obtener criterios adicionales que permitiesen juzgar tanto el ajuste global del modelo como el funcionamiento de sus componentes individuales. Los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio se utilizaron aquí de modo complementario, en el sentido propuesto por Gorsuch (1997).

## Resultados

### Descripción inicial de los datos

Los estadísticos descriptivos de media, mediana, desviación típica, asimetría y curtosis para cada ítem se muestran en la tabla 2. En ella podemos observar cómo las medias más altas se corresponden con los elementos que componen la subescala de Autoconfianza, siendo el ítem 7 el que presenta un valor mayor ( $M= 3.32$ ). El elemento con una puntuación media más baja ( $M= 1.35$ ) es el ítem 15, dentro de la subescala de Ansiedad somática. Las variables presentan cierto grado de asimetría, siendo en general asimétrico-positivas, excepto los ítems numerados como 3, 7, 10, 13 y 16, todos ellos indicadores de Autoconfianza. A pesar de que la distribución de las variables incumple el supuesto de normalidad, no se ha procedido al filtrado de observaciones o casos, puesto que restaría generalizabilidad a los resultados.

### Análisis factorial exploratorio

Los valores correspondientes a la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett fueron aceptables ( $\chi^2_{(153)}= 1019.875$ ;  $p= 0.0001$ ;  $KMO= 0.792$ ). La factorización se llevó a cabo por el método de extracción de ejes principales y con rotación oblicua. Para determinar el número de factores se tuvo en cuenta su interpretación sustantiva. Otros criterios, como el de autovalores mayores que la unidad y el gráfico de sedimentación, sugerían una solución con cuatro factores. Sin embargo, el cuarto factor aparecía compuesto únicamente por dos de los ítems de Ansiedad somática y la mejor solución, desde un punto de vista teórico, era aquella en la que se retenían tres factores. Tanto la matriz patrón (que se presenta en

Tabla 2  
Estadísticos descriptivos de los ítems en una muestra de 149 sujetos

	Media	Mediana	Desviación típica	Asimetría E.T.= .199	Curtosis E.T.= .395
ITEM 1	1.90	2	.77	.446	-.413
ITEM 2	2.07	2	1.03	.577	-.839
ITEM 3	3.06	3	.92	-.641	-.536
ITEM 4	1.83	2	.79	.569	-.487
ITEM 5	1.74	1	.95	1.115	.171
ITEM 6	1.60	1	.83	1.215	.604
ITEM 7	3.32	4	.84	-.877	-.421
ITEM 8	1.65	1	.82	1.173	.760
ITEM 9	1.96	2	.85	.621	-.171
ITEM 10	3.12	3	.90	-.636	-.612
ITEM 11	1.96	2	1.03	.716	-.715
ITEM 12	1.44	1	.70	1.545	1.766
ITEM 13	2.72	3	.92	-.296	-.713
ITEM 14	1.63	1	.86	1.176	.381
ITEM 15	1.35	1	.67	1.955	3.314
ITEM 16	2.99	3	.92	-.563	-.530
ITEM 17	1.49	1	.66	1.161	.751
ITEM 18	1.40	1	.66	1.672	2.633

Tabla 3  
Matriz de configuración

	Factor 1	Factor 2	Factor 3
ITEM 6	.824	.123	.037
ITEM 12	.816	.030	.075
ITEM 4	.749	.026	-.012
ITEM 1	.588	-.072	-.019
ITEM 9	.533	.073	-.220
ITEM 17	.517	-.078	.001
ITEM 15	.142	-.092	-.035
ITEM 10	-.045	.835	-.019
ITEM 3	-.053	.717	-.003
ITEM 7	-.010	.683	.065
ITEM 16	-.075	.532	.004
ITEM 13	.150	.523	-.067
ITEM 11	-.070	.064	-.867
ITEM 2	.078	.036	-.758
ITEM 8	.089	-.098	-.641
ITEM 5	.059	.056	-.605
ITEM 14	-.083	-.030	-.599
autovalor	3.516	2.369	3.182

la tabla 3) como la matriz de estructura nos conducían a la misma interpretación de los tres factores significativos, que explicaban el 45.793 de la varianza. El primero de ellos estaba compuesto por los ítems diseñados para evaluar Ansiedad somática. Las cargas factoriales adoptaron valores superiores a 0.50 en todos los casos, excepto en el ítem 15, con un peso de 0.142. El segundo factor aparecía configurado por los cinco ítems elaborados para medir Autoconfianza. Sus saturaciones factoriales fueron también superiores a 0.50. El tercer componente englobaba los cinco elementos restantes (los ítems 11, 2, 8, 5 y 14), relativos a la dimensión Cognitiva de ansiedad.

Puesto que existían dos redacciones para el ítem 12, cabe señalar que ambas se agruparon dentro del factor Ansiedad somática, siendo el enunciado «Tengo un nudo en el estómago» el que quedaba mejor explicado por dicho factor. Por lo tanto, en la tabla 3 y en posteriores análisis ya se prescinde de su alternativa, el ítem 18.

*Análisis de ítems y análisis de consistencia interna*

Los coeficientes de consistencia interna para los tres factores obtenidos se ofrecen en la tabla 4. En la misma aparecen además las correlaciones ítem-factor corregidas y el valor de Alpha en caso de que cada ítem fuese eliminado.

Para la primera de las subescalas, Ansiedad somática, las correlaciones ítem-total fueron altas y significativas, con la única excepción del ítem 15. Se obtuvo un coeficiente de consistencia interna de 0.8044, valor que aumentaría hasta 0.8340 en caso de prescindir del mismo elemento. En la subescala de Autoconfianza encontramos también resultados satisfactorios. En este caso, el ítem 13 presentaba la correlación corregida más baja. El valor del coeficiente de consistencia interna, 0.7887, aumentaría ligeramente con la eliminación de este ítem. En cuanto a la subescala de Ansiedad cognitiva, los estadísticos asumieron valores satisfactorios para todos los ítems. El coeficiente alpha fue de 0.8272, valor que no mejoraría al suprimir ninguno de los cinco elementos que componen este factor.

*Tabla 4*  
Análisis de ítems y análisis de consistencia interna

Factor	Ítems	Correlaciones ítem-factor	Alpha si se elimina el ítem
Ansiedad somática Alpha= .8044	ITEM 12	.6650	.7575
	ITEM 6	.6528	.7561
	ITEM 4	.6705	.7531
	ITEM 9	.5454	.7782
	ITEM 1	.5578	.7751
	ITEM 17	.5135	.7836
	ITEM 15	.1716	.8340
Autoconfianza Alpha= .7887	ITEM 10	.7170	.6981
	ITEM 3	.6224	.7301
	ITEM 7	.5851	.7440
	ITEM 16	.4978	.7714
	ITEM 13	.4278	.7938
Ansiedad cognitiva Alpha= .8272	ITEM 11	.7245	.7614
	ITEM 2	.6981	.7701
	ITEM 8	.6092	.7985
	ITEM 5	.5848	.8039
	ITEM 14	.5117	.8223

*Análisis factorial confirmatorio*

Los datos fueron sometidos a análisis factorial confirmatorio, según el procedimiento implementado en el programa LISREL8.72. El modelo especificaba las relaciones entre cada ítem y su factor hipotético, con la varianza del factor fijada en 1 y sin correlaciones entre los términos de error. De acuerdo con las predicciones teóricas y el apoyo empírico previo (Cox et al., 2003), se permitió que los factores latentes correlacionasen. El modelo estaba sobreidentificado, con 37 parámetros a estimar y 153 elementos de información disponibles en la matriz de correlaciones muestral. El método de estimación empleado fue el de máxima verosimilitud. Para juzgar el ajuste global se eligió una estrategia basada en cuatro índices (Schermelleh-Engel, Moosbrugger, y Müller, 2003): el estadístico Chi-cuadrado, junto con la razón entre Chi-cuadrado y los grados de libertad, y otros índices descriptivos, que no dependen tanto del tamaño muestral, como el índice de ajuste comparativo (CFI, «Comparative Fit Index»), el índice de ajuste no normado (NNFI, «Non Normed Fit Index») y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA, «Root Mean Square Error of Approximation»). Puesto que el test Chi-cuadrado es especialmente sensible al tamaño muestral, suele acompañarse de la razón entre su valor y los grados de libertad (Jöreskog y Sörbom, 1993). Un resultado entre 0 y 2 se considera así indicativo de buen ajuste entre el modelo y los datos. Para CFI y NNFI se recomiendan valores superiores a 0.95 (Hu y Bentler, 1999). En cuanto a RMSEA, se prefieren resultados inferiores a 0.05 (Browne y Cudeck, 1993; Steiger, 1990).

Inicialmente, el ajuste global mostrado por el modelo era mejorable. El test Chi-cuadrado resultó significativo ( $\chi^2_{(116)} = 173.82$ ,  $p = 0.00041$ ). Y aunque el cociente  $\chi^2/df$  fue inferior a 2, los índices CFI y NNFI adoptaron como valores 0.95 y 0.94, respectivamente; mientras la estimación puntual del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) fue de 0.058.

Puesto que este análisis se empleó para obtener criterios adicionales que permitiesen, en su caso, mejorar la versión actual del instrumento, se introdujeron varios cambios en el modelo. Las modificaciones, realizadas de forma secuencial, fueron las siguientes:

- (1) Se prescindió del ítem 15, puesto que de nuevo aparecía como aquel elemento con peores resultados, con una saturación factorial no significativa ( $\lambda_x = 0.15$ ;  $S_e = 0.09$ ) y unicidad  $\delta_x = 0.98$  ( $S_e = 0.11$ ). Además, se encontraba entre aquellos ítems que participaban de los valores más elevados en cuanto a los residuos estandarizados.
- (2) Se permitió la correlación entre los términos de error de los ítems 12 y 6, por un lado, y 17 y 4, por el otro. Ambas especificaciones se justifican porque los correspondientes índices de modificación alcanzaban valores elevados y porque eran fácilmente interpretables desde el punto de vista teórico.

La tabla 5 recoge los parámetros estimados después de efectuar dichas modificaciones. Las saturaciones factoriales ( $\lambda_x$ ) mostraron valores entre 0.48 (para los ítems 17 y 13) y 0.87 (para el ítem 10), siendo todos ellos significativos, al igual que los errores de medida de las variables observadas ( $\delta_x$ ). Los coeficientes de correlación estimados entre los tres factores fueron 0.51 para la relación entre Ansiedad somática y Ansiedad cognitiva, -0.16 entre Ansiedad so-

mática y Autoconfianza, y 0.01 entre Ansiedad cognitiva y Autoconfianza. Estos valores son relativamente bajos, llegando incluso a estimaciones no significativas de los parámetros en los dos últimos casos.

Con respecto a los índices de ajuste global, el estadístico Chi-cuadrado ( $\chi^2_{(99)} = 128.03$ ;  $p = 0.026$ ) aún conduce al rechazo del modelo, pero no para todos los niveles de riesgo y el cociente  $\chi^2/gf$  fue de 1.29. Tanto el índice CFI como el NNFI igualaron el valor de 0.97, que resulta más satisfactorio que sus estimaciones iniciales. Por otra parte, el límite inferior del intervalo confidencial para RMSEA fue 0.016 y su estimación puntual, 0.045. Finalmente, no se han registrado parámetros con índices de modificación elevados que fuesen sustentables teóricamente.

#### Discusión y conclusiones

El propósito de este estudio consistió en adaptar la versión recientemente revisada del CSAI-2 al español. Comenzó con la definición del constructo de ansiedad competitiva, según el modelo multidimensional de Martens y colaboradores (Martens et al., 1990), como paso previo para la traducción del instrumento. Este proceso se llevó a cabo de modo preciso y con la ayuda de expertos. En una segunda fase, la forma obtenida se ensayó en una muestra de deportistas, perteneciente a la población a la que va dirigido el CSAI-2R, con el objeto de examinar sus propiedades psicométricas.

El análisis factorial exploratorio reveló la existencia de tres factores significativos, que se correspondían con las tres subescalas de ansiedad hipotetizadas, si bien no siguieron el mismo orden de importancia. Mientras que para Martens et al. (1990) la primera subescala era la de Ansiedad cognitiva, en el presente trabajo fue la de Ansiedad somática la que ocupó ese primer lugar.

Las saturaciones factoriales fueron superiores a 0.50 y con al menos tres ítems por factor que rebasaban el 0.60. El análisis de ítems y de consistencia interna de los factores arrojaron valores

satisfactorios, en concordancia con los obtenidos por Cox et al. (2003) con la versión anglosajona. Sólo encontramos dificultades con uno de los enunciados que componían la subescala de Ansiedad somática, el número 15, «mis manos están sudorosas». Fue precisamente este elemento el que mostró los peores resultados cuando se emplearon procedimientos de análisis factorial confirmatorio. Utilizando éstos como guía, se realizaron tres modificaciones en el modelo, que permitieron mejorar notablemente su ajuste: se retiró el ítem 15 y se permitió la correlación de los factores específicos de varios ítems dentro del mismo factor. Estas modificaciones tienen una interpretación sustantiva muy clara. En el caso del ítem 15, es muy posible que las respuestas de sudoración en las manos no sean coherentes con el resto de indicadores de Ansiedad somática. Aunque en la muestra estaban representadas modalidades deportivas que requieren la intervención de diferentes grupos musculares para su práctica y diversas en cuanto a exigencia fisiológica, la respuesta típica de ansiedad no pareció asociarse con sensaciones de sudoración en las manos.

En cuanto a los ítems con términos de error correlacionados, se trata de los pares 12-6 y 17-4. Si acudimos de nuevo a la tabla 1 podemos apreciar que los enunciados 12 y 6 se refieren ambos a sensaciones en el estómago, que en algunos deportes puede ser difícil discriminar. Lo mismo ocurre con los ítems 17 y 4, que abordan el estado físico general.

Un efecto diferente se produjo en las correlaciones entre factores latentes, con estimaciones que fueron inferiores a las registradas por Cox et al. (2003), lo cual podría sugerir mayor independencia a este nivel.

Los análisis anteriores nos han permitido llegar a una versión más depurada del cuestionario, con 16 ítems distribuidos equitativamente en tres subescalas. La forma adaptada posee propiedades psicométricas, en términos de su estructura factorial y de su consistencia interna, similares a las observadas en las muestras estadounidenses.

Desde un punto de vista más práctico, debemos añadir a esta valoración del CSAI-2R un aspecto altamente positivo, puesto que es muy fácil de aplicar. Los sujetos no manifestaron en ningún momento dificultades para comprender el significado de los distintos ítems. Por otra parte, debido a que se trata de una medida de ansiedad precompetitiva, la proximidad a los eventos deportivos es muy importante y la rapidez con que puede ser cumplimentada supone una ventaja nada despreciable.

Como limitación importante de este trabajo debemos señalar, sin embargo, que no se ha podido ofrecer la validación cruzada de los resultados. También se precisan estudios posteriores con el inventario para conocer el funcionamiento de sus ítems (en particular los relativos a Ansiedad somática), en muestras que comprendan otros deportes y distintos niveles de destreza.

De especial interés sería para los autores analizar la concurrencia con otras medidas existentes, así como evaluar la relación entre género y estado de ansiedad competitiva, ambos aspectos ya tratados fuera del ámbito del deporte (Bados, Solanas, y Andrés, 2005; Sandín, Valiente, Chorot, y Santed, 2005).

En la línea de lo propuesto por Jones y Swain (1992), hay además otro elemento relevante a efectos de su validez y es la utilización de una escala complementaria que permita valorar no sólo la intensidad de los síntomas de ansiedad, sino el grado en que cada uno de ellos es percibido por los sujetos como facilitador o inhibidor de su rendimiento.

Tabla 5  
Estimaciones del modelo de análisis factorial confirmatorio

	Factor 1 $\lambda_{\alpha}$	Factor 2 $\lambda_{\alpha}$	Factor 3 $\lambda_{\alpha}$	$\delta_{\alpha}$
ITEM 6	.74			.46
ITEM 12	.72			.48
ITEM 4	.71			.49
ITEM 9	.66			.57
ITEM 1	.63			.60
ITEM 17	.48			.77
ITEM 10		.87		.25
ITEM 3		.73		.46
ITEM 7		.67		.55
ITEM 16		.53		.72
ITEM 13		.48		.77
ITEM 2			.82	.33
ITEM 11			.81	.34
ITEM 8			.70	.51
ITEM 5			.63	.61
ITEM 14			.54	.71

## Referencias

- Andrade, E., Arce, C., y Seoane, G. (2002). Adaptación al español del cuestionario «Perfil de los estados de ánimo» en una muestra de deportistas. *Psicothema*, 14, 708-713.
- Anshel, M.H. (1995). Anxiety. En T. Morris y J. Summers (eds.): *Sport Psychology: Theory, applications & issues* (pp. 29-62). Brisbane, CA: John Wiley & Sons.
- Anshel, M., Freedson, P., Hamill, J., Haywood, K., Horvat, M., y Plowman, S. (1991). *Dictionary of the sport and exercise sciences*. Champaign, IL: Human Kinetics.
- Arce, C., Andrade, E., y Seoane, G. (2000). Problemas semánticos en la adaptación del POMS al castellano. *Psicothema*, 12, 47-51.
- Bados, A., Solanas, A., y Andrés, R. (2005). Psychometric properties of the Spanish version of depression, anxiety and stress scales (DASS). *Psicothema*, 17, 679-683.
- Brislin, R.W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1, 185-216.
- Brislin, R.W. (1986). The wording and translation of research instruments. En W.J. Looner y J.W. Berry (eds.): *Fields methods in cross-cultural research* (pp. 137-164). Newbury Park, CA: Sage.
- Browne, M.W., y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K.A. Bollen y J.S. Long (eds.): *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Burton, D. (1998). Measuring competitive state anxiety. En J. Duda (ed.): *Advances in sport and exercise psychology measurement* (pp. 128-148). Morgantown, WV: Fitness Information Technology.
- Cox, R.H., Martens, M.P., y Russell W.D. (2003). Measuring anxiety in athletics: The revised Competitive State Anxiety Inventory-2. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 25, 519-533.
- Gorsuch, R.L. (1997). Exploratory factor analysis: Its role in item analysis. *Journal of Personality Assessment*, 68, 532-560.
- Hambleton, R.K. (1996). Adaptación de tests para su uso en diferentes idiomas y culturas: fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas. En J. Muñiz (coord.): *Psicometría* (pp. 207-238). Madrid: Universitas.
- Hu, L., y Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Jones, J.G., y Swain, A. (1992). Intensity and direction as dimensions of competitive state anxiety and relationships with competitiveness. *Perceptual and Motor Skills*, 74, 467-472.
- Jöreskog, K.G., y Sörbom, D. (1993). *Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software.
- Lane, A.M., Sewell, D.F., Terry, P.C., Bartram, D., y Nesti, M.S. (1999). Confirmatory factor analysis of the Competitive State Anxiety Inventory-2. *Journal of Sport Sciences*, 17, 505-512.
- Lois, G., y García, E.M. (2001). Bienestar, salud y ejercicio físico: práctica deportiva y opinión de los adolescentes. Trabajo presentado en el XIII Congreso Nacional de Psicología del deporte y la Actividad física. Pontevedra, España.
- Martens, R., Burton, D., Vealey, R.S., Bump, L.A., y Smith, D.E. (1990). Development and validation of the Competitive State Anxiety Inventory-2. En R. Martens, R.S. Vealey y D. Burton (eds.): *Competitive anxiety in sport* (pp. 117-190). Champaign, IL: Human Kinetics.
- Morris, L.W., Davis, D., y Hutchings, C. (1981). Cognitive and emotional components of anxiety: Literature review and revised worry-emotionality scale. *Journal of Educational Psychology*, 73, 541-555.
- Muñiz, J., y Hambleton R.K. (2000). Adaptación de los tests de unas culturas a otras. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento*, 2, 129-149.
- Ostrow, A.C. (1996). *Directory of psychological tests in the sport and exercise sciences*. Morgantown, WV: Fitness Information Technology.
- Sandín, B., Valiente, R.M., Chorot, P., y Santed, M.A. (2005). Propiedades psicométricas del índice de sensibilidad a la ansiedad. *Psicothema*, 17, 478-483.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., y Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74.
- Smith, R.E. (1989). Athletic stress and burnout: conceptual models and intervention strategies. En D. Hackfort y C.D. Spielberger (eds.): *Anxiety in sports: An international perspective* (pp. 183-201). Nueva York, NY: Hemisphere.
- Steiger, J.H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval stimulation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173-180.
- Tsorbatzoudis, H., Varkoukis, V., Kaissidis-Rodafinos, A., y Groujos, G. (1998). A test of reliability and factorial validity of the Greek version of the CSAI-2. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 69, 416-419.
- Voss, K.E., Stem, D.E., Johnson, L.W., y Arce, C. (1995). An exploration of the comparability of semantic adjectives in three languages: A magnitude estimation approach. *International Marketing Review*, 13(5), 44-58.