

## Versión reducida del *Athlete Burnout Questionnaire* (ABQ): propiedades psicométricas preliminares

Cristina De Francisco Palacios\*

REDUCED VERSION OF THE ATHLETE BURNOUT QUESTIONNAIRE (ABQ): PRELIMINARY PSYCHOMETRIC PROPERTIES

KEYWORDS: Burnout, Athletes, ABQ, Reduced Version.

ABSTRACT: The aim of this study was to present a reduced model of the Spanish version of the *Athlete Burnout Questionnaire* (ABQ). A reduced version enables answering with shorter times of application, which decreases the adverse effects of longer questionnaires, such as fatigue, lack of motivation, etc. The original version of ABQ is composed of 15 items that measure three dimensions of burnout: physical/emotional exhaustion, (E), reduced sense of accomplishment (RSA) and devaluation of sport (D). The Spanish version was applied to 1101 athletes of both sexes aged between 13 and 37 years ( $M = 19.35$ ;  $SD = 4.52$ ). A cross validation study evaluated the internal validity of the questionnaire, using exploratory and confirming analyses. Analysis of items and internal consistency of the factors were also carried out. Two reduced versions appear: one of 12 items (four items per factor) and another one of 9 items (three items per factor). The results show good validity values for the original version and also the two reduced versions.

El *burnout* es un síndrome que ha generado gran preocupación en el contexto del deporte debido a las consecuencias tan negativas que puede acarrear para los deportistas (Gould y Whitley, 2009). Diversas investigaciones (Goodger, Wolfenden y Lavalley, 2007; Gould y Whitley, 2009; Smith, 1986) han planteado la naturaleza de estas consecuencias a nivel cognitivo, fisiológico y conductual, siendo una de las más preocupantes la retirada deportiva, puesto que los deportistas experimentan una interrupción en su identidad unidimensional establecida alrededor del deporte que no saben gestionar (Coakley, 1992; Hemmatinezhad, Benar, Hashemi y Moemeni, 2013).

La definición más ampliamente aceptada del síndrome en el contexto deportivo es la planteada por Raedeke (1997). Este autor adaptó al deporte la conceptualización clásica de Maslach y Jackson (1981; 1984) elaborada en el ámbito de los servicios humanos que contemplaba tres dimensiones: agotamiento emocional, reducida realización personal y despersonalización. Raedeke (1997) planteó una definición con las siguientes dimensiones: agotamiento físico/emocional, reducida sensación de logro y devaluación de la práctica deportiva. El autor amplió la dimensión agotamiento emocional de Maslach y Jackson (1981) para incluir la fatiga física procedente del entrenamiento y la competición. La dimensión realización personal se ajustó en términos de sentimientos de ineficacia en relación al rendimiento y logros deportivos, denominándose reducida sensación de logro. Y por último, el cambio más drástico fue el planteado dentro de la dimensión despersonalización que fue sustituida por devaluación del deporte practicado. Así como la dimensión

despersonalización se considera como relevante en el contexto de los servicios humanos, el autor sugiere que ésta no lo es en el ámbito del deporte. La despersonalización implica una actitud negativa y despreocupada hacia los clientes y/o destinatarios del servicio. En el ámbito deportivo, el elemento central en el deporte es éste en sí mismo, por lo que la despersonalización se podría asimilar a la evaluación negativa de los deportistas hacia el deporte que practican y a su participación en él (Raedeke, 1997; Raedeke, Smith, Kenttä, Arce y De Francisco, 2014).

Conforme esta definición, Raedeke y Smith (2001, 2009) desarrollaron un instrumento de medida de 15 ítems denominado *Athlete Burnout Questionnaire* (ABQ), que ha alcanzado un notable prestigio internacional siendo traducido a un gran número de idiomas, entre ellos el español (Arce, De Francisco, Andrade, Seoane, y Raedeke, 2012; Pedrosa y García-Cueto, 2012). Las versiones españolas han mostrado un buen ajuste del modelo con valores aceptables de fiabilidad. Varios estudios también revelaron datos que apoyan la validez convergente y discriminante de las versiones españolas del ABQ (Pedrosa y García-Cueto, 2012; Raedeke, Arce, De Francisco, Seoane y Ferraces, 2013).

Balluerka y Gorostiaga (2012) han puesto de relieve la importancia de las versiones reducidas de los instrumentos de evaluación. En el deporte, las versiones reducidas son especialmente importantes, dado que es un entorno no diseñado para la administración de este tipo de tareas y cuanto menores sean los tiempos de aplicación, más posibilidades habrá de que el deportista mantenga los niveles de concentración y motivación necesarios, sobre todo cuando el objetivo de la investigación es

Correspondencia: Cristina De Francisco Palacios. Universidad Católica de Murcia. Facultad de Ciencias Sociales. Avda. de Los Jerónimos nº 135, 30107, Guadalupe, Murcia. E-mail: cdefrancisco@ucam.edu

<sup>1</sup> La presente investigación ha sido realizada con el apoyo del Ministerio de Ciencia e Innovación y del Fondo Europeo de Desarrollo Regional-FEDER (PSI2010-18807).

\* Universidad Católica de Murcia.

el análisis de relaciones múltiples que suponen la administración de un gran número de cuestionarios de manera simultánea (Andrade, Arce, Armental, Rodríguez y De Francisco, 2008; Marsh, Martin y Jackson, 2010; Serrato, 2009). De hecho, diferentes investigaciones actuales están llevándose a cabo para comprender la relación del *burnout* con otros constructos o variables psicológicas como optimismo y/o esperanza, necesidades psicológicas básicas, perfeccionismo y motivación, entre otras (Berengüí, Garcés de Los Fayos, Ortín, de la Vega y López-Gullón, 2013; Curran, Appleton, Hill y Hall, 2013; Gustafsson, Skoog, Podlog, Lundqvist y Wagnsson, 2013; Jowett, Hill, Hall y Curran, 2013; Li, Wang, Pyun y Kee, 2013). Por estas razones, el propósito de este estudio es presentar una versión reducida de ABQ español con adecuadas características psicométricas por lo que se ha realizado un estudio comparativo entre tres modelos de medida del cuestionario con 15, 12 y 9 ítems.

## Método

### Participantes

La muestra estuvo constituida por 1101 deportistas españoles procedentes de 37 modalidades deportivas diferentes, de los cuales el 71.9% eran hombres y el 28.1% mujeres. Sus edades estaban comprendidas entre los 13 y los 37 años ( $M = 19.35$ ;  $DE = 4.52$ ). El 18% competía en categoría local o comarcal, el 39.2% en categoría autonómica y el 42.5% en categoría nacional. Entrenaban una media de 4.01 sesiones a la semana ( $DE = 1.69$ ), con un volumen total de entrenamiento semanal de casi ocho horas. La media de meses de entrenamiento anual era de 10.27 ( $DE = 1.44$ ). Las modalidades practicadas eran las siguientes, ordenadas de mayor a menor en función del porcentaje de participación: fútbol (28.7%), fútbol sala (17.6%), remo (10.1%), baloncesto (6.7%), natación (3.9%), fútbol americano (3.6%), taekwondo (3.5%), voleibol (3.5%), rugby (2.9%), tenis (2.6%), atletismo (2.5%), kárate (1.5%), piragüismo (1.2%), kick boxing (1.2%), ciclismo (1.1%), hockey (1.1%), judo (1.1%), orientación (1%), balonmano (1%), pádel (0.9%), ajedrez (0.9%), triatlón (0.5%), esgrima (0.5%), escalada (0.4%), bádminton (0.3%), patinaje (0.3%), hípica (0.2%), tiro olímpico (0.2%), lucha (0.2%), baile deportivo (0.2%), natación sincronizada (0.2%), boxeo (0.1%), halterofilia (0.1%), motociclismo (0.1%), pesca (0.1%), tiro con arco (0.1%) y gimnasia (0.1%).

### Instrumento

Se utilizó la versión española del ABQ elaborada por Arce et al. (2012) formada por 15 ítems, cinco para la medida del AFE, cinco para RSL y cinco para DPD. El formato de respuesta era tipo Likert, con cinco alternativas: “Casi nunca” (1), “Pocas veces” (2), “Algunas veces” (3), “A menudo” (4), “Casi siempre” (5). Los ítems estaban enunciados de forma que a mayor respuesta numérica del deportista, mayor era el *burnout* experimentado, con la excepción de los ítems 1, 11 y 15 que estaban formulados en dirección contraria; a menor respuesta numérica, mayor grado de *burnout*.

### Procedimiento

Los datos se recogieron en el entorno de los clubs, de manera grupal, en una sesión previa a un entrenamiento semanal. Se pidió el consentimiento informado a los deportistas, garantizando el

anonimato de sus respuestas, y a continuación se realizó una aplicación estandarizada del cuestionario, sin mencionar el término *burnout* en ningún momento para no generar sesgos en las respuestas.

### Análisis de datos

Inicialmente se calcularon los descriptivos de cada ítem del ABQ para realizar una descripción inicial de las respuestas a los ítems. Con el propósito de aportar datos sobre la validez del cuestionario, se llevó a cabo una validación cruzada. Por un lado, se realizaron análisis factoriales exploratorios (AFE) con aproximadamente el 50% de la muestra y análisis factoriales confirmatorios con el resto de la muestra (AFC) con ayuda de los programas SPSS 21 y EQS 6.2, respectivamente. También se realizaron análisis de ítems (correlación ítem-total corregida) y de consistencia interna (*alpha* de Cronbach) de los factores del ABQ con el SPSS 21.

## Resultados

### Estadísticos descriptivos

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos. Para facilitar la interpretación, se han invertido las respuestas de los ítems que inicialmente estaban formulados en dirección contraria a los demás (1, 11 y 15). Las medias se sitúan entre 1.25 (ítem 12) y 2.84 (ítem 11). Al respecto de las desviaciones típicas, sus valores se encuentran entre 0.70 (ítem 12) y 1.20 (ítems 3 y 8). Todos los ítems, muestran asimetría positiva, presentando los valores más altos (mayores a 2) los ítems 6, 12 y 13. Finalmente predominan las distribuciones leptocúrticas, observándose un gran apuntamiento en el ítem 12 (11.45), seguido de los ítems 6 (6.27) y 13 (6.01).

### Análisis factorial exploratorio (AFE)

En primer lugar, se realizó un AFE de los 15 ítems del ABQ con aproximadamente la mitad de la muestra ( $n = 547$ ). De acuerdo con la teoría de Raedeke (1997), se extrajeron tres factores con ejes principales y rotación oblicua (oblimin directo), que explicaron el 56.45% de la varianza total de la matriz de correlaciones ( $KMO = .86$ ;  $\chi^2_{(105)} = 2647.45$ ;  $p < .01$ ). En concreto, la dimensión DPD explica el 31.14%, AFE el 15.27% y RSL el 10.05%. Todos los ítems saturaron en las dimensiones hipotetizadas con valores entre .77 y .45.

Para la reducción del número de ítems se realizaron sucesivos AFE y análisis de ítems, siendo utilizadas tres fuentes de información estadística y una sustantiva: los coeficientes estructurales, la correlación ítem-total corregida, el valor de *alpha* si se elimina el ítem y la redundancia en los enunciados de los ítems. Se eliminaron aquellos ítems que, en conjunto, presentaron valores más bajos en los criterios estadísticos y en caso de duda entre dos ítems, se mantenía aquel que aportaba conceptualmente un matiz de significado al factor. La varianza explicada por el modelo de 12 ítems fue de 61.23%, correspondiendo el 32.51% a DPD, el 17.32% a AFE y 11.40% a RSL. Las saturaciones factoriales se situaron en las dimensiones establecidas mostrando valores entre .78 y .47. Finalmente el modelo de 9 ítems mostró una varianza total explicada de 66.56%. Esta varianza se repartía en un 34.27% para DPD, 18.90% para AFE y 13.38% para RSL. Los valores de las saturaciones en este caso se situaron entre .81 y .49.

Ítem	<i>M</i>	<i>DE</i>	Asimetría E.T = .07	Curtosis E.T = .15
1	1.84	0.99	1.22	1.15
2	2.32	1.00	0.52	-0.09
3	2.09	1.20	0.89	-0.18
4	1.82	1.17	1.28	0.51
5	1.93	1.01	0.96	0.37
6	1.64	1.10	2.11	6.27
7	1.96	1.00	0.95	0.46
8	1.98	1.20	1.05	0.02
9	1.98	0.97	0.82	0.19
10	2.09	1.07	0.91	0.34
11	2.84	1.11	0.23	-0.56
12	1.25	0.70	3.32	11.47
13	1.37	0.80	2.47	6.01
14	1.84	1.00	1.12	0.73
15	2.29	1.17	0.67	-0.35

Nota: E.T= error típico

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los 15 ítems del ABQ.

*Análisis factorial confirmatorio* (AFC)

A continuación, con la muestra restante ( $n = 554$ ), se realizaron tres AFC (uno con cada modelo: 15 ítems, 12 ítems, 9 ítems). Como método de estimación de parámetros se utilizó máxima verosimilitud robusto y para la evaluación del ajuste del modelo los siguientes índices según los criterios propuestos por Schermelleh-Engel, Moosbrugger y Müller (2003): cociente entre  $\chi^2$  escalado de Satorra-Bentler y sus grados de libertad, *Root Mean-Square Error of Approximation* (RMSEA), Bentler-Bonnet

*Normed Fit Index* (NFI), *Bentler-Bonnet Non-Normed Fit Index* (NNFI) y *Comparative Fit Index* (CFI).

En la Tabla 2 se presentan las cargas factoriales al cuadrado (R-Squared) obtenidas con los tres modelos. Todas fueron estadísticamente significativas ( $p < .05$ ) al igual que los coeficientes de correlación entre los tres factores ( $p < .05$ ) cuyos valores oscilaron entre .10 y .19 para la relación entre AFE y RSL; entre .17 y .22 para la relación entre la entre AFE y DPD, y entre .61 y .67 para la relación entre RSL y DPD.

Ítems	Modelo 15 ítems	Modelo 12 ítems	Modelo 9 ítems
1. En [deporte] estoy consiguiendo muchas cosas que valen la pena	.43	.43	.41
2. Después de practicar deporte me encuentro excesivamente cansado/a.	.48	.50	--
3. Creo que no estoy logrando mucho en el [deporte].	.21	--	---
4. Mi rendimiento en el [deporte] me importa menos que antes.	.57	.65	.46
5. La práctica del [deporte] me deja mentalmente agotado/a.	.41	.39	.36
6. Creo que no me interesa tanto el [deporte] como antes.	.39	.40	.43
7. Me siento físicamente agotado/a por el [deporte].	.62	.61	.61
8. Me preocupo menos que antes por triunfar en el [deporte].	.44	.49	--
9. Me desgastan las exigencias físicas y mentales del [deporte].	.47	--	--
10. Parece que, haga lo que haga, no rindo como debería.	.25	.22	---
11. Creo que tengo éxito en el [deporte].	.31	.34	.34
12. El [deporte] me trae sin cuidado.	.17	--	--
13. El [deporte] perdió importancia para mí.	.47	.44	.53
14. El [deporte] me deja hecho polvo.	.50	.55	.56
15. Creo que puedo alcanzar mis metas en el [deporte].	.35	.40	.42

Tabla 2. Cargas factoriales al cuadrado (R-Squared) del ABQ.

Para el modelo de 15 ítems, el cociente entre  $\chi^2$  escalado de Satorra y Bentler (189,95) y los grados de libertad (87) fue de 2.18. El valor de RMSEA fue de .05, mientras NFI, NNFI y CFI obtuvieron valores de .88, .91 y .92, respectivamente. Los residuos estandarizados oscilaron entre -.12 (relación entre los ítems 14 y 6) y 0.16 (relación entre el ítem 13 y el 8). El modelo de 12 ítems mostró los siguientes índices de ajuste global:  $\chi^2(109.82)/gl(51) = 2.15$ ; RMSEA = .05; NFI = .92; NNFI = .94; y CFI = .95. Los residuos estandarizados se encontraban en un rango entre -0.11 (ítems 11 y 4) y 0.16 (ítems 10 y 5). Finalmente

el modelo con 9 ítems mostró los siguientes valores:  $\chi^2(42.73)/gl(24) = 1.78$ ; RMSEA = .04; NFI = .95; NNFI = .96; y CFI = .98. Los residuos estandarizados oscilaron entre -.08 (ítems 11 y 4) y .08 (ítems 12 y 1). En la Tabla 3 se ofrece un resumen de los índices de ajuste de los tres modelos. Estadísticamente, se ajustan mejor a los datos los modelos con 12 y 9 ítems que el modelo original con 15 ítems ( $\chi^2_{36}$  (dif versión 15 versus 12) = 80.13;  $p < .01$ ;  $\chi^2_{63}$  (dif versión 15 versus 9) = 147.22;  $p < .01$ ), si bien todos los modelos ofrecen índices de ajuste satisfactorios.

Versión	$\chi^2/gl$	RMSEA	NFI	NNFI	CFI
Modelo 15 ítems	189.95/87 = 2.18	.05	.88	.91	.92
Modelo 12 ítems	109.82/51 = 2.15	.05	.92	.94	.95
Modelo 9 ítems	42.73/24 = 1.78	.04	.95	.96	.98

Nota: *gl* = grados de libertad; RMSEA = Root Mean-Square Error of Approximation; NFI = Bentler-Bonnet Normed Fit Index; NNFI = Bentler-Bonnet Non-Normed Fit Index; CFI = Comparative Fit Index.

Tabla 3. Índices de ajuste global del ABQ.

Análisis de ítems y de consistencia interna

En la Tabla 4 se ofrecen los valores alpha de Cronbach para cada uno de los modelos y en la Tabla 5 la correlación ítem-total corregida ( $H_j$ ) y el valor de *alpha* ( $\alpha$ ) si se elimina el ítem. En

general, los índices obtenidos son satisfactorios en todos los modelos con la excepción del coeficiente *alpha* de Cronbach en el factor RSL, que baja de .69 en el modelo de 15 ítems a .66 en el modelo de 12, y a .64 en el de 9 ítems.

Factor	Modelo 15 ítems	Modelo 12 ítems	Modelo 9 ítems
DPD	.80	.80	.77
AFE	.86	.83	.80
RSL	.69	.66	.64

Nota: RSL = reducida sensación de logro; AFE = agotamiento físico/emocional; DPD = devaluación de la práctica deportiva

Tabla 4. Valores  $\alpha$  de Cronbach.

Factor	Ítems	Modelo 15 ítems		Modelo 12 ítems		Modelo 9 ítems	
		$H_j$	$\alpha$	$H_j$	$\alpha$	$H_j$	$\alpha$
DPD	4	.64	.75	.64	.74	.60	.71
	6	.64	.74	.64	.74	.62	.67
	8	.57	.77	.59	.77	-	-
	12	.45	.80	-	-	-	-
	13	.67	.74	.62	.76	.62	.69
AFE	2	.63	.84	.63	.80	-	-
	5	.69	.82	.66	.79	.63	.75
	7	.71	.82	.69	.77	.68	.70
	9	.66	.83	-	-	-	-
RSL	14	.68	.83	.66	.79	.63	.74
	1	.45	.64	.41	.62	.39	.62
	3	.40	.66	-	-	-	-
	10	.45	.64	.37	.64	-	-
	11	.49	.62	.52	.55	.50	.47
	15	.45	.64	.48	.57	.47	.52

Nota:  $H_j$  = Correlación ítem-factor corregida;  $\alpha$  = *alpha* de Cronbach; DPD = devaluación de la práctica deportiva; AFE = agotamiento físico/emocional; RSL = reducida sensación de logro;

Tabla 5. Correlaciones ítem-factor corregidas y valores de  $\alpha$  si se elimina el ítem.

## Discusión

El objetivo de esta investigación fue el de presentar una versión reducida de la versión española del ABQ elaborada por Arce et al. (2012) que permitiese una aplicación más rápida y ágil en el contexto de la actividad física y del deporte. Diferentes autores (Andrade et al., 2008; Marsh, et al., 2010; Serrato, 2009) han manifestado la importancia de las versiones reducidas de los instrumentos de evaluación en el deporte, ya que permiten disminuir el tiempo de aplicación en un contexto no preparado para la administración de largos cuestionarios.

Teniendo en cuenta el propósito de este trabajo, se realizaron diferentes análisis de validez y fiabilidad donde se compararon los resultados obtenidos en tres modelos de medida con diferente número de ítems (15, 12 y 9). Previamente se realizó una descripción inicial de los datos a nivel estadístico, donde se observaron grandes diferencias inter-ítem en los estadísticos de asimetría y curtosis, especialmente en este último en algunos de los ítems. No obstante, esta desviación de la normalidad en las distribuciones no afecta a los estudios de validez de constructo, ya que el procedimiento utilizado en el análisis confirmatorio no se ve afectado por la no-normalidad de cada uno de los ítems (se basa en la distribución multivariante).

Respecto a la validez, tras un análisis de validación cruzada utilizando análisis factoriales y confirmatorios, se han obtenido buenos resultados. El análisis factorial exploratorio ha mostrado un alto porcentaje de varianza explicada, mostrándose la dimensión DPD la que explica un mayor porcentaje de varianza total en los tres modelos. El modelo con 9 factores fue el que presentó un valor más alto de varianza explicada de todas las versiones. Respecto al análisis factorial confirmatorio, los tres modelos han mostrado índices aceptables, siendo, de nuevo, el modelo de 9 ítems el que obtiene mejor ajuste, afirmación que se mantiene si tenemos en cuenta los resultados obtenidos en investigaciones precedentes con 15 ítems (Arce et al., 2012; Pedrosa y García-Cueto, 2012).

Respecto a la relación entre factores, se reproduce lo encontrado en investigaciones previas, tanto de la versión original del ABQ (Cresswell, 2009; Hill, Hall, Appleton y Kozub, 2008; Lonsdale, Hodge y Jackson, 2007; Raedeke y Smith, 2001, 2009) como de la versión española (Arce et al., 2012; De Francisco, Arce, Andrade, Arce y Raedeke, 2009): alta correlación entre las dimensiones RSL y DPD y baja correlación entre las demás. De Francisco et al. (2009) indicaron una explicación a estos resultados en función de que las dimensiones más relacionadas entre sí, reducida sensación de logro y devaluación de la práctica deportiva, son de carácter actitudinal, mientras que agotamiento físico/emocional es de corte más psicofisiológico.

En relación a la consistencia interna, los valores del coeficiente alpha de Cronbach han sido aceptables en todos los modelos para dos de las tres dimensiones, puesto que el valor de RSL se ha situado por debajo del umbral establecido por Nunnally (1978). Estos resultados en relación a la consistencia interna de la dimensión RSL no son del todo inesperados, ya que investigaciones previas con las versiones españolas del ABQ, referían valores de RSL de .71 (Arce et al., 2012; Pedrosa y García-Cueto, 2012). Autores como Schmitt (1996) ponen en duda la existencia de un umbral a partir del cual la consistencia interna se puede considerar o no satisfactoria. Incluso Cattell (1964) se posiciona en la línea de Guilford (1954) que plantea que una fiabilidad de sólo ,50 puede ser suficiente, ya que Cattell refiere valores de ,49 como adecuados en escalas del 16PF con seis ítems, sin que ello haya supuesto un impedimento para los investigadores en utilizar el 16PF. Además, en los últimos años, se ha generado un debate en relación al criterio establecido por Nunnally, poniendo de manifiesto que según el mismo Nunnally el nivel satisfactorio de consistencia dependería del uso que se le diese a la medida, planteando que si el investigador ahorra tiempo y energía en fases preliminares de estudio podrían utilizarse instrumentos con niveles modestos de consistencia, así como considerarse válidos coeficientes de .60 en el uso de escalas utilizadas por primera vez en un contexto (Lance, Butts y Michels; 2006; Upadhyay y Barber, 2013). Además Elosua y Zumbo (2008) en su revisión sobre la pertinencia de uso de los indicadores de consistencia, plantearon que es necesario tener en cuenta que el *alpha* de Cronbach presupone el carácter continuo de las variables, algo que no se cumple en ciencias sociales, lo que lleva a una infraestimación de la consistencia. Citando a estos mismos autores, “El interés de la comunidad psicométrica en el coeficiente de consistencia interna *alpha* sigue vigente (Bentler, 2007; Maydeu-Olivares, Coffma, Hartman, 2007; Elosua, 2008)” (p.900).

En resumen, los resultados de este estudio permiten concluir que los modelos analizados del ABQ manifiestan en general, una muy buena adecuación en relación a su validez factorial, pero se produce un descenso en los valores de consistencia interna para una de sus dimensiones. Por ello, es necesario realizar futuras investigaciones con la finalidad de ofrecer más datos sobre la consistencia y poder aclarar por qué esta dimensión presenta valores tan bajos en las versiones españolas. Quizá la formulación de gran parte de los ítems de esta dimensión en negativo, pueda ser un factor que en futuros trabajos debería tenerse en cuenta. Además con el objetivo de cerrar el proceso de validación, es necesario ofrecer datos de validez convergente y discriminante de estas versiones reducidas a través del método multirrasgo-multimétodo como se ha realizado con la versión española de 15 ítems (Raedeke et al., 2013).



*VERSIÓN REDUCIDA DEL ATHLETE BURNOUT QUESTIONNAIRE (ABQ): PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS PRELIMINARES*

PALABRAS CLAVE: *Burnout*, Deporte, ABQ, Versión reducida.

RESUMEN: El objetivo de este estudio es presentar un modelo reducido de la versión española del *Athlete Burnout Questionnaire* (ABQ). Una versión reducida permite tiempos de aplicación menores, lo cual reduce efectos nocivos de cuestionarios más largos, como la fatiga, la falta de motivación, etc. El ABQ original se compone de 15 ítems que miden tres dimensiones de *burnout*: agotamiento físico/emocional (AFE), reducida sensación de logro (RSL) y devaluación del deporte (D). La versión española fue aplicada a 1101 deportistas de ambos sexos con edades entre 13 y 37 años ( $M = 19.35$ ;  $DE = 4.52$ ). Se analizó la validez interna del cuestionario a través de una validación cruzada, usando análisis exploratorios y confirmatorios. También se realizó análisis de ítems y de consistencia interna de los factores. Se ofrecen dos versiones reducidas: una de 12 ítems (cuatro ítems por factor) y otro de 9 ítems (tres ítems por factor). Los resultados muestran buenos indicadores de validez, tanto de la versión original, como de las dos versiones reducidas.

*VERSÃO REDUZIDA DO ATHLETE BURNOUT QUESTIONNAIRE (ABQ): PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS PRELIMINARES*

PALAVRAS-CHAVE: *Burnout*, Desporto, ABQ, Versão reduzida.

RESUMO: O objetivo deste estudo é apresentar um modelo reduzido da versão espanhola do *Athlete Burnout Questionnaire* (ABQ). Uma versão reduzida permite um tempo de aplicação inferior, o qual reduz os efeitos nocivos de questionários mais alargados, como a fadiga, a falta de motivação, etc. O ABQ original é composto por 15 itens que medem 3 dimensões de *burnout*: esgotamento físico/emocional (EFE), reduzida sensação de sucesso (RSS) e desvalorização do desporto (D). A versão espanhola foi aplicada a 1101 desportistas de ambos os sexos com idades compreendidas entre os 13 e os 37 anos ( $M = 19.35$ ;  $DP = 4.52$ ). Foi analisada a validade interna do questionário através da validação cruzada, usando análises factoriais exploratórias e confirmatórias. De igual modo foram realizadas análises de itens e de consistência interna dos factores. São então apresentadas duas versões reduzidas: uma de 12 itens (quatro itens por factor) e outra de 9 itens (três itens por factor). Os resultados revelam bons indicadores de validade, tanto da versão original, como das duas versões reduzidas.

## Referencias

- Andrade, E., Arce, C., Armental, J., Rodríguez, M. y De Francisco, C. (2008). Indicadores del estado de ánimo en deportistas adolescentes según el modelo multidimensional del POMS. *Psicothema*, 20, 630-635.
- Arce, C., De Francisco, C., Andrade, E., Seoane, G. y Raedeke, T. D. (2012). Adaptation of the Athlete Burnout Questionnaire (ABQ) in a Spanish sample of athletes. *Spanish Journal of Psychology*, 15, 1529-1536.
- Balluerka, K. y Gorostiaga, A. (2012). Elaboración de versiones reducidas de instrumentos de medida: una perspectiva práctica. *Psychological Intervention*, 2, 103-110.
- Bentler, P. M. (2007). Covariance structure models for maximal reliability of unit-weighted composites. En S. Y. Lee (Ed.), *Handbook of latent variable and related models* (pp. 1-17). Amsterdam: Elsevier.
- Berengüí, R., Garcés de Los Fayos, E. J., Ortín, F., de la Vega, M. y López-Gullón, J. M. (2013). Optimism and Burnout in Competitive Sport. *Psychology*, 4, 13-18.
- Cattell, R. B. (1964). Validity and reliability: A proposed more basic set of concepts. *Journal of Educational Psychology*, 55, 1-22.
- Coakley, J. (1992). Burnout among adolescent athletes: A personal failure or social problem? *Sociology of Sport Journal*, 9, 271-285.
- Cresswell, S. L. (2009). Possible early signs of athlete burnout: A prospective study. *Journal of Science and Medicine in Sport*, 12, 393-398.
- Cresswell, S. L. y Eklund, R. C. (2006). The convergent and discriminant validity of burnout measures in sport: A multi-trait/multi-method analysis. *Journal of Sports Sciences*, 24, 209-220.
- Curran, T., Appleton, P. R., Hill, A. P. y Hall, H. K. (2013). The mediating role of psychological need satisfaction in relationships between types of passion for sport and athlete burnout. *Journal of Sports Sciences*, 31, 597-606.
- De Francisco, C., Arce, C., Andrade, E., Arce, I. y Raedeke, T. (2009). Propiedades psicométricas preliminares de la versión española del Athlete Burnout Questionnaire en una muestra de jóvenes futbolistas. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 9, 45-56.
- Elosua, P. (2008). Una aplicación de la estimación Bayes empírica para incrementar la fiabilidad de las puntuaciones parciales. *Psicothema*, 20, 497-503.
- Elosua, P. y Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20, 896-901.
- Goodger, K., Wolfenden, L. y Lavallee, D. (2007). Symptoms and consequences associated with three dimensions of burnout in junior tennis players. *International Journal of Sport Psychology*, 38, 342-364.
- Gould, D. y Whitley, M. A. (2009). Sources and consequences of athletic burnout among college athletes. *Journal of Intercollegiate Sport*, 2, 16-30.
- Guilford, J. P. (1954). *Psychometric Methods*. Nueva York: McGraw-Hill.
- Gustafsson, H., Skoog, T., Podlog, L., Lundqvist, C., y Wagnsson, S. (2013). Hope and Athlete Burnout: Stress and Affect as Mediators. *Psychology of Sport and Exercise*, 14, 640-649.
- Hemmatinezhad, M., Benar, N., Hashemi, M. y Moemeni, S. (2013). The causes of career termination from sport and their relationship to post-retirement difficult among professional athletes in Iran. *International Journal of Sport Studies*, 3, 111-116.
- Hill, A. P., Hall, H. K., Appleton, P. R. y Kozub, S. A. (2008). Perfectionism and burnout in junior elite soccer players. The mediating influence of unconditional self-acceptance. *Psychology of Sport and Exercise*, 9, 620-629.
- Jowett, G.E., Hill, A. P., Hall, H. K. y Curran, T. (2013). Perfectionism and junior athlete burnout: The mediating role of autonomous and controlled motivation. *Sport, Exercise, and Performance Psychology*, 2, 48-61.
- Li, C., Wang, C. K. J., Pyun, D. Y. y Kee, Y. H. (2013). Burnout and its relations with basic psychological needs and motivation among athletes: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Psychology of Sport and Exercise*, 14, 692-700.

- Lonsdale, C., Hodge, K. J. y Jackson, S. A. (2007). Athlete engagement: II. Development and initial validation of the Athlete Engagement Questionnaire. *International Journal of Sport Psychology*, 38, 471-492.
- Marsh, H. W., Martin, A. J. y Jackson, S. (2010). Introducing a Short Version of the Physical Self Description Questionnaire: New Strategies, Short-Form Evaluative Criteria, and Applications of Factor Analyses. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 32, 438-482.
- Maslach, C. y Jackson, S. E. (1981). *MBI: Maslach Burnout Inventory*. Manual. Palo Alto, CA: University of California, Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C. y Jackson, S. E. (1984). Burnout in organizational setting. *Applied Social Psychology Annual*, 5, 133-154.
- Maydeu-Olivares, A., Coffman, D. L. y Hartmann, W. M. (2007). Asymptotically distribution free (ADF) interval estimation of coefficient alpha. *Psychological Methods*, 12, 157-176.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory* (2nd ed). Nueva York: McGraw-Hill.
- Pedrosa, I. y García-Cueto, E. (2012). Adaptación al español del Athlete Burnout Questionnaire (ABQ) en una muestra española de deportistas. *Ansiedad y Estrés*, 18, 155-166.
- Raedeke, T. D. (1997). Is athlete burnout more than just stress? A sport commitment perspective. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 19, 396-417.
- Raedeke, T. D., Arce, C., De Francisco, C., Seoane, G. y Ferraces, M. J. (2013). The construct validity of the spanish version of the ABQ using a multitrait/multimethod approach. *Anales de Psicología*, 29, 693-700.
- Raedeke, T. D. y Smith, A. L. (2001). Development and preliminary validation of an athlete burnout measure. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 23, 281-306.
- Raedeke, T. D. y Smith, A. L. (2009). *The Athlete Burnout Questionnaire Manual*. Morgantown, WV: Fitness Information Technology.
- Raedeke, T. D., Smith, A. L., Kentta, G., Arce, C. y De Francisco, C. (2014). Burnout in Sport: From Theory to Intervention. En A. Rui, R. Resende y A. Albuquerque (Eds.), *Positive human functioning from a multidimensional perspective. Promoting stress adaptation Volume 1* (pp. 113-142). Nueva York: Nova Publishers.
- 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, 23-74.
- Schmitt, N. (1996). Uses and abuses of Coefficient Alpha. *Psychological Assessment*, 8, 350-353.
- Serrato, L. H. (2009). Características psicométricas de la versión corta de la prueba para evaluar rasgos psicológicos en deportistas (PAR P1-R). *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 9, 21-38