



Adicciones

ISSN: 0214-4840

secretaria@adicciones.es

Sociedad Científica Española de Estudios
sobre el Alcohol, el Alcoholismo y las otras
Toxicomanías
España

Ruiz-Juan, Francisco; Zarauz Sancho, Antonio; Arbinaga Ibarzábal, Félix
Validación de la Escala de Adicción al Entrenamiento (EAE) en atletas veteranos

Adicciones, vol. 25, núm. 4, 2013, pp. 309-320

Sociedad Científica Española de Estudios sobre el Alcohol, el Alcoholismo y las otras Toxicomanías
Palma de Mallorca, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=289128726004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Validación de la Escala de Adicción al Entrenamiento (EAE) en atletas veteranos

Validation of the Training Addiction Scale (EAE) in master athletes

FRANCISCO RUIZ-JUAN*; ANTONIO ZARAUZ SANCHO** Y FÉLIX ARBINAGA IBARZÁBAL***

*Facultad de Ciencias del Deporte, Santiago de la Ribera (Murcia); **Departamento de Educación Física y Deportes, I.E.S.O. Azcona, Almería; ***Departamento de Psicología Clínica, Experimental y Social, Universidad de Huelva.

Resumen

Los instrumentos de medición para las adicciones comportamentales tienden a no resultar generalizables a otras dependencias. Se pretende llevar a cabo un proceso de adaptación de la *Escala de Adicción General* (EAG) (Ramos, Sansebastián y Madoz, 2001), para valorar la dependencia al ejercicio. Dicha prueba presenta un carácter monodimensional y autoaplicado capaz de medir el grado de adicción de un sujeto a todo tipo de nuevas adicciones, excluyendo las sustancias ilícitas de abuso. La escala, tras su adaptación pasó a denominarse como *Escala de Adicción al Entrenamiento* (EAE). Han tomado parte 401 atletas de los que el 82.29% son hombres y el conjunto de la muestra indicaba una edad con $M=45.78$ y una $DT=10.25$ años. El análisis factorial confirmatorio ha permitido discriminar un factor general y cuatro sub-escalas, siendo el alfa de Cronbach obtenido para cada una de las sub-escalas de: Tolerancia ($\alpha=.78$), Placer-relajación ($\alpha=.77$), Carencia de Control ($\alpha=.77$) y Abstinencia-Ansia ($\alpha=.71$). Los índices de asimetría y curtosis han sido próximos a cero y <2.0 . Los ítems no han mostrado solapamiento entre las subescalas. El modelo presenta valores correctos que permiten determinar una aceptable bondad de ajuste del modelo original ya que los resultados fueron: $\chi^2 / df = 2.93$; $IFI=.96$; $CFI=.96$; $TLI=.93$; $SRMR=.039$; $RMSEA=.049$.

Palabras Clave: dependencia del ejercicio, ansiedad, adultos, actividad física.

Abstract

Measuring instruments for behavioral addictions tend to not be generalizable to other dependences. The aim is to carry out a process of adaptation of the *General Addiction Scale* (EAG) (Ramos, Sansebastián & Madoz, 2001), to assess exercise dependence. This test presents a self-administered one-dimensional character capable of measuring the degree of addiction of a subject to all kinds of new addictions, excluding illicit substances of abuse. The scale, after adjustment, was renamed as *Training Addiction Scale* (EAE). 401 athletes took part of which 82.29% are men and the whole sample indicated an age with $M=45.78$ and $SD = 10.25$ years. The confirmatory factor analysis has allowed discriminating a general factor and four subscales, with Cronbach's alpha for each of the sub-scales: Tolerance ($\alpha=.78$), pleasure-relaxation ($\alpha=.77$), Lack of Control ($\alpha=.77$) and Abstinence-craving ($\alpha=.71$). The indexes of asymmetry and kurtosis have been near zero and <2.0 . The items showed no overlap between the subscales. The model presented correct values for determining an acceptable goodness of fit of the original model and the results were: $\chi^2 / df = 2.93$, $IFI = .96$, $CFI = .96$, $TLI = .93$, $SRMR = .039$, $RMSEA = .049$.

Key words: exercise dependence, anxiety, adults, physical activity.

Recibido: febrero 2013; Aceptado: junio 2013.

Correspondencia:

Dr. Antonio Zarauz Sancho, C/ Santa Laura, nº 30, 04008 - Almería. Teléfono; 615-242325. E-mail: tonizarauz@msn.com

Las primeras anotaciones sobre la dependencia al ejercicio aparecen en los trabajos de Baekeland (1970). Años después se populariza el término *adicción positiva* (Glasser, 1976), siendo este constructo desarrollado posteriormente por Sachs y Pargman (1979, 1984). Han sido varias las formas de referirse a este fenómeno, de entre ellas se destacan: *adicción positiva* (Glasser, 1976), *adicción al correr* (Glasser, 1976; Sachs y Pargman, 1984), *adicción negativa* (Morgan, 1979), *fanatismo por el fitness* (Little, 1979), *corredores obligados* (Yates, Leehey y Shisslak, 1983), *ejercicio mórbido* (Chalmers, Catalan, Day y Fairburn, 1985), el *ejercicio compulsivo* (Hauck y Blumenthal, 1992) o *dependencia primaria al ejercicio* (De Coverley Veale, 1995).

Pierce (1994) consideraba la dependencia al ejercicio como un proceso que compromete al sujeto en la práctica a pesar del malestar generado y los síntomas tras su retirada. La práctica del ejercicio puede convertirse en un problema cuando se realiza a intensidades que implican un repertorio de conductas que van más allá de lo estrictamente necesario para mantener la forma física o realizar un entrenamiento ajustado a las necesidades del sujeto y/o de la competición que se prepara. Todo ello puede derivar en consecuencias físicas y/o psicológicas cuando la práctica del ejercicio es impedida o retirada (Arbinaga y Caracuel 2007). De manera resumida, podría decirse que las conductas excesivas de tipo apetitivo pueden considerarse como adicciones conductuales (Echeburúa, 2012).

La dependencia al ejercicio no ha sido incluida en los manuales de diagnóstico y evaluación al uso. No puede negarse que ha existido un debate por ubicar nosológicamente dicha alteración como hecho asociado a los trastornos obsesivo-compulsivos (Gulker, Laskis y Kuba, 2001; Yates, 1991) o como proceso adictivo (Adams y Kirkby, 2002; De Coverley Veale, 1987; Hausenblas y Downs, 2002a; Morgan, 1979), siendo ésta última la que mayores avales recibe.

Al entender la dependencia como proceso adictivo se han planteado tres hipótesis explicativas de un marcado carácter psicofisiológico (Murphy, 1994). La primera de ellas denominada como termogénica (De Vries, 1981), la segunda hace referencia al papel de las catecolaminas (Kety, 1966; Morris et al., 1990), y la tercera es la denominada endorfinica, siendo esta última la que mayores apoyos ha encontrado (Steinberg, Sykes y LeBoutiller, 1995). En años recientes se ha planteado una nueva línea de trabajo que combina hipótesis anteriores destacándose el rol de la regulación de la Interleucina-6 (IL-6) (Hamer y Karageorghis, 2007). Sin embargo, también es cierto que en muchos casos ambos términos (adicción-compulsión) han sido utilizados de forma intercambiable (Kagan y Squieres, 1985; Nash, 1987).

Tras una revisión de estudios sobre la adicción al ejercicio, Sussman, Lisha y Griffiths (2011) estiman que la prevalencia en la población general esta próxima al 3%. Dicho porcentaje varía según el grupo poblacional; así Hausenblas

y Downs (2002b) con estudiantes universitarios muestran que la prevalencia podría situarse entre el 3.4% y el 13.4%. Con profesionales del deporte, estos valores podrían situarse en torno al 6.9% (Szabo y Griffiths, 2007), mientras que Blaydon y Lindner (2002) informan que el 30.4% de los deportistas de Triatlón podrían estar bajo un diagnóstico de adicción al ejercicio. En estudios previos se mantenía que el 26% de 240 hombres y el 25% de 84 mujeres eran clasificados como *corredores obligados* (Slay, Hayaki, Napolitano y Brownell, 1998) o como han dejado constancia Lejoyeux, Avril, Richoux, Embouazza y Navoli (2008) aproximadamente el 42% de los miembros en un club deportivo parisino se ajustaban a los criterios para la adicción al ejercicio. Sin embargo, sólo un 3.2% de 95 *ultra-maratonianos* podía considerarse en riesgo de adicción al ejercicio (Allegre, Therme y Griffiths, 2007).

Ante ello, no parece muy clara la información epidemiológica disponible afirmándose que la prevalencia disminuye con la edad del deportista al mostrar un estilo de vida más estable (Szabo, 2000), siendo que las diferencias observadas pudieran atribuirse a problemas metodológicos (Monok et al., 2012).

Como se ha dicho, no se han concretado criterios diagnósticos de la dependencia al ejercicio en las versiones del *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales -DSM-* (American Psychiatric Association, 1994) ni en la *Clasificación Internacional de Enfermedades -CIE-* (World Health Organization, 1992). Ahora bien, sí se han llevado a cabo diversas propuestas de carácter tentativo al plantearse que los componentes que han de considerarse en un proceso de adicción son la saliencia, la euforia, la tolerancia, los síntomas de retirada, el conflicto y la recaída (Griffiths, 1997, 2002). Ya antes se había buscado refinar los criterios, aunque no fueron incluidos en el DSM-III-R (De Coverley Veale, 1995; Pierce, 1994) y más recientemente Adams, Millar y Graus (2003) trataban de ajustarlos a las consideraciones realizadas en el DSM-IV para la dependencia a sustancias.

Si la literatura apoya considerar esta problemática como dependencia del ejercicio es necesario disponer de instrumentos adecuados a los criterios evaluativos de la categoría nosológica de dependencia. En la actualidad, para evaluar los problemas con la adicción al ejercicio se dispone de pruebas generales como son *The Obligatory Exercise Questionnaire (OEQ)* de Pasman y Thompson (1988); *The Exercise Dependence Questionnaire (EDQ)* de Ogden, Vaele y Summers (1997); *The Exercise Dependence Scale (EDS)* de Hausenblas y Downs (2002a, 2002b); *The Exercise Commitment Survey (ECS)* de Garman, Hayduk, Crider y Hodel (2004); *The Exercise Addiction Inventory (EAI)* de Terry, Szabo y Griffiths (2004) y *The Exercise Dependence Scale-Revised (EDS-R)* de Downs, Hausenblas y Nigg (2004) traducida y adaptada al castellano por Sicilia y González-Cutre (2011).

Por su parte, centrando la atención en pruebas específicas y en concreto para la adicción a correr se dejan indi-

cados los principales instrumentos desarrollados: *Running Addiction Scale (RAS)* (Chapman y De Castro, 1990) adaptada al castellano por Zarauz y Ruiz-Juan (2011) y la *Commitment to Running Scale (CR)* (Carmack y Martens, 1979) también adaptada al castellano por Ruiz-Juan y Zarauz (2011) y para evaluar la dependencia en el fisicoculturismo se dispone de la *Bodybuilding Dependency Scale (BDS)* (Smith, Hale y Collins, 1998). Por último, en pruebas no específicas para la evaluación de la dependencia existen algunas subescalas entre las que señalamos el *Muscle Dysmorphia Inventory (MDI)* (Rhea y Lantz, 2001) y la *Muscle Appearance Satisfaction Scale (MASS)* (Mayville, Williamson, White, Netemeyer y Drab, 2002) adaptada al castellano por González-Martí, Fernández, Contreras y Mayville (2012).

Como se ha comentado, los instrumentos de medición para las adicciones comportamentales tienden a ser específicos y no resultan generalizables a otras dependencias. En la actualidad, para valorar la dependencia al ejercicio en población española, se dispone de la adaptación llevada a cabo por Sicilia y González-Cutre (2011) de la *The Exercise Dependence Scale-Revised (EDS-R)* de Downs, Hausenblas y Nigg (2004). Esta prueba se compone de 21 ítems, ajustados a las consideraciones del *DSM-IV*, permitiendo obtener una puntuación global en dependencia y una puntuación para cada uno de los siete síntomas que la definen: tolerancia, abstinencia, efectos deseados, falta de control, reducción de otras actividades, tiempo y continuación. Dicha prueba facilita agrupar a los participantes en tres categorías; éstas son: “riesgo de dependencia”, “síntomático no dependiente” y “asintomático no dependiente”.

En este contexto y con el presente trabajo se busca disponer de un instrumento de *screening* breve y de fácil aplicación para el contexto español. Para ello, se ha planteado la adaptación de la *Escala de Adicción General (EAG)* (Ramos, Sansebastián y Madoz, 2001) para valorar la dependencia al ejercicio y que denominaremos como *Escala de Adicción al Entrenamiento (EAE)*. Partiendo de la EAG, prueba autoaplicada y formada por 11 ítems, que los autores los agruparon en cuatro subescalas (ansia, tolerancia, abstinencia y carencia de control) y sin embargo mostró ser una escala monodimensional. Dicha prueba, en su versión original, ha obtenido una elevada validez de constructo (explica el 63% de la varianza total obtenida por un análisis factorial), una alta fiabilidad alfa (α : .94) y la fiabilidad mostrada por el instrumento indica una correlación significativa para las dos mitades ($r=.86$; $p<.01$) lo que lleva a un índice de fiabilidad muy alto, con la corrección de Spearman-Brown (R : .92). Por su parte, la comunalidad (h^2) arroja unos valores donde todos los ítems reflejan correlaciones significativas con la puntuación total, por encima de $r=.71$ ($p<.01$) y ninguno de ellos muestra una varianza compartida con la puntuación total menor al 52%. En cuanto a la validez convergente, donde el sujeto debía expresar su impresión subjetiva de ser adicto a diferentes supuestos (deporte, tabaco, uso de or-

denadores, chocolate, sexo, colas, videojuegos, té, café.....) ha mostrado una correlación ($r=.69$) significativa con una $p<.01$ (Ramos, Sansebastián y Madoz, 2001). Si bien, los primeros trabajos han mostrado unos buenos datos psicométricos, como principal limitación del instrumento puede señalarse el escaso uso de que se ha hecho del mismo en el trabajo de investigación.

Por tanto, la pretensión con este trabajo será aportar evidencias sobre la dimensionalidad y estructura factorial de la EAG adaptándola al entrenamiento (EAE) en una muestra de atletas veteranos españoles y bajo la consideración de proceso adictivo. De igual forma, se buscará determinar la validez de constructo y la consistencia interna de la prueba. Se han considerado como variables relevantes el sexo de los atletas, la edad de los mismos y los resultados en mediciones sobre ansiedad, ya que en los tres casos se han indicado resultados discriminadores que muestran la relevancia de dichas variables a la hora de considerar una dependencia (Deaner, Masters, Ogles y LaCaille, 2011; González-Cutre y Sicilia 2012; Hurst, Hale, Smith y Collins, 2000; Rosa, De Mello, Negrao y De Souza, 2004; Smith, Wright y Winrow, 2010); si bien en cuanto al sexo se obtienen medidas diferenciadas según el instrumento utilizado (Weik, 2009).

Así pues, se analizan las propiedades psicométricas de la versión adaptada al entrenamiento en el deporte de la EAG, pasando a denominarla Escala de Adicción al Entrenamiento (EAE). Para ello, las fases de trabajo se concretaron en: (a) realizar un análisis estadístico de ítems y homogeneidad (b) examinar su estructura factorial con análisis factorial confirmatorio (AFC), (c) evaluar su validez de constructo, (d) evaluar su consistencia interna y (e) evaluar las diferencias de sexo y edad.

Método

Participantes

Se partió del total de atletas veteranos de pista participantes en competiciones organizadas específicamente para ellos de nivel provincial, autonómico y nacional en España en el año 2011. Según datos de la RFEA (2012), hubo 5704 licencias federativas de atletas veteranos de pista, de los cuales 4727 son hombres (82.87%) y 977 son mujeres (17.13%).

Se obtuvo una muestra voluntaria de 401 atletas veteranos de pista, de los cuales 330 son hombres (82.29%) con rango de edad de 35 a 75 años ($M=47.98$; $DT=9.14$) y 71 mujeres (17.71%) con rango de edad de 35 a 69 años ($M=45.78$; $DT=10.25$). Por tanto, se tiene una muestra representativa con un error del $\pm 4.82\%$, a un intervalo de confianza del 95.5%.

Instrumentos

- *Escala de Adicción General (EAG)* de Ramos et al. (2001) y considerada en la práctica deportiva por Arbinaga y Caracuel (2007) y Andrade, García, Remicio y Villamil (2012).

Inicialmente se desarrolla con once ítems que valoran cuatro dimensiones y una puntuación global; si bien al final demostró tener un carácter monodimensional. Las subescalas que se propusieron en los inicios fueron: abstinencia, tolerancia, carencia de control y ansia. La pregunta inicial que encabeza el cuestionario es “Puntuar en una escala del 1 (muy falso) al 7 (muy cierto) las siguientes afirmaciones que mejor describan su actitud hacia el entrenamiento...”, de manera que la puntuación final puede oscilar entre un mínimo de 11 (mínima adicción al entrenamiento) y un máximo de 77 (máxima adicción al entrenamiento). La consistencia interna para las puntuaciones en el total de la escala obtenida en el estudio original fue de .94.

- *Inventario de Ansiedad Competitiva-2 Revisado (CSAI-2R)*; versión española de Andrade, Lois y Arce (2007) de *Revised Competitive State Anxiety Inventory-2 (CSAI-2R)* de Cox, Martens y Russell (2003). Tiene 3 subescalas: ansiedad cognitiva, ansiedad somática y autoconfianza. La primera y tercera contienen 5 ítems puntuables de 1 (*nada*) a 4 (*mucho*) con puntuación total entre 5 y 20. La segunda contiene 6 ítems, con puntuación total entre 6 y 24. Diversos estudios han mostrado su validez exploratoria, confirmatoria y su fiabilidad (Andrade et al., 2007; Zarauz y Ruiz-Juan, 2013a) con valores $\alpha=.86$ (autoconfianza), $\alpha=.83$ (ansiedad somática) y $\alpha=.80$ (ansiedad cognitiva).

Proceso de adaptación

Se adaptó la EAG de Ramos et al. (2001), al ser esta una escala general de adicción y quererle aplicar al entrenamiento en el deporte, como hicieron Arbinaga y Caracuel (2007).

La evaluación cualitativa de ítems (*validez de contenido*) se efectuó mediante el juicio de cuatro expertos: dos en construcción de escalas y dos conocedores del constructo a evaluar. Se les entregó una tabla de especificaciones de los ítems (Calabuig y Crespo, 2009; Spaan, 2006), en la que se recogía la definición semántica del constructo a evaluar y la de su componente. Se les mostró el listado de ítems de la adaptación de los originales de Arbinaga y Caracuel (2007). Tenían que emitir un juicio sobre su pertinencia y su comprensión en escala de 1 (*Muy en desacuerdo*) a 4 (*Muy de acuerdo*). Además, disponían de un apartado en el que hacer las anotaciones y observaciones generales sobre cada uno de los ítems, pudiendo realizar una redacción alternativa de cada ítem si lo consideraban conveniente. Aquellos ítems que obtuvieran puntuaciones medias <3 , tanto en pertinencia como en comprensión, serían revisados (Nuviala, Tamayo, Nuviala, González y Fernández, 2010). Si el ítem no era clasificado por al menos 3 de los 4 expertos dentro de las dimensiones teóricas, sería nuevamente revisado, analizando posibles problemas antes de proponer una redacción alternativa que recogiese la dimensión teórica de forma más clara y precisa. Finalmente, se optó por mantener los mis-

mos ítems de Arbinaga y Caracuel (2007) ya que todos los análisis realizados así lo aconsejaban.

Para determinar mayor claridad en la formulación de los ítems, se administró la nueva versión a 15 atletas veteranos cuyos comentarios sobre instrucciones y modo en que los ítems estaban redactados condujeron a cambios menores. Tras el análisis de los resultados psicométricos obtenidos y una última revisión por parte del equipo de investigación se llegó a la versión final de la EAE (Apéndice 1).

Procedimiento

Para obtener una muestra lo más amplia posible se pidió colaboración al responsable nacional de atletas veteranos para colgar un enlace en la sección de Veteranos de la Web de la RFEA (<http://www.rfea.es/veteranos/veteranos.asp>) y así todos los veteranos que visitan la página puedan rellenar el cuestionario telemáticamente. Igualmente, al webmaster del principal foro de atletismo de España (<http://www.elatleta.com/foro/forum.php>) se le pidió colocar en la sección de atletas veteranos.

En la portada de la Web (<http://www.retos.org/2encuesta/inicio.html>) se informaba del objetivo del estudio, de la voluntariedad, absoluta confidencialidad de las respuestas y manejo de los datos, de que no había respuestas correctas o incorrectas, y se les solicitó que contestaran una sola vez, con la máxima sinceridad y honestidad. Este trabajo posee informe favorable de la Comisión de Bioética de la Universidad de Murcia. El trabajo de campo se realizó entre abril de 2011 y abril de 2012.

Análisis estadísticos

Los análisis de ítems, homogeneidad y estructura interna, correlación (coeficiente de Pearson) y consistencia interna (alfa de Cronbach) de la escala, así como las pruebas para determinar las diferencias de sexo y edad (MANOVA), se realizaron con SPSS 17.0. Para evaluar la estructura factorial de la EAE se realizó un análisis factorial confirmatorio con AMOS 18.0.

Resultados

Análisis de ítems de la escala

Se ha seguido un procedimiento de análisis atendiendo a lo establecido por Carretero-Dios y Pérez (2005). En la tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de la EAE. En primer lugar, se llevó a cabo el análisis estadístico de los ítems de la escala. Las características de los ítems fueron analizadas comprobando si el alfa de la escala aumentaba con la eliminación del algún ítem, así como teniendo en cuenta los requisitos establecidos por Nunnally y Bernstein (1995) para conservar un ítem dentro de un factor: coeficiente de correlación corregido ítem-total ($RIT-c$) $\geq .30$, desviación típica (DT) >1 , y que todas las opciones de respuesta habían sido usadas en algún momento.

Los índices de asimetría y curtosis detectados están próximos a cero y <2.0, como así lo recomiendan Bollen y Long (1994); ello vendría a indicar una semejanza con la curva normal de forma univariada (Tabla 1).

Como se aprecia en la Tabla 1, los ítems de la primera subescala (*Placer y relajación*) presentan valores medios de respuesta de 5.93 y 5.97. En ambos casos, las DT son superiores a 1. La correlación ítem-total es $r=.50$ ($\alpha_1=.77$).

Los descriptivos de la segunda subescala (*Tolerancia*) muestran ítems que presentan valores medios de respuesta de 3.09 y 3.36, las DT están por encima de 1. La correlación ítem-total es $r=.64$ ($\alpha_2=.78$).

Los ítems de la tercera subescala (*Carencia de control*) obtuvieron puntuaciones medias entre 2.34 y 3.01 y DT superiores a 1 en todos los casos. La consistencia interna fue adecuada ($\alpha_3=.77$). Todos los RIT-c presentaron valores >.41.

La cuarta subescala (*Abstinencia y ansia*) se presentan valores medios de respuesta que oscilan entre 1.72 y 2.07 y DT superiores a 1. La consistencia interna fue adecuada ($\alpha_4=.71$). Todos los RIT-c presentaron valores >.37.

Por tanto, ningún ítem de las subescalas ha sido eliminado al cumplir los requisitos establecidos: $DT>1$, $RIT-c>.30$,

no aumentar la fiabilidad al eliminar el ítem y que todas las opciones de respuesta fueran usadas.

Análisis de la homogeneidad de la escala

Se realizó una correlación entre la puntuación de los ítems y la puntuación total en cada uno de los componentes. Los ítems no muestran solapamiento entre las diferentes dimensiones teóricas utilizadas en cada una de las cuatro subescalas, por lo que un ítem que obtiene una alta correlación en su dimensión de pertenencia no la presenta con las restantes (Tabla 2). Siguiendo las indicaciones realizadas por Carretero-Dios y Pérez (2005), para tratar de configurar componentes lo más homogéneos posibles, no se procedió a descartar ningún ítem ya que la menor diferencia es de .30 entre la correlación observada para ese ítem y el total en su dimensión y la apreciada para ese mismo ítem y las puntuaciones totales en los otros dos factores de la escala. Jackson (1970) plantea que debe existir una diferencia positiva a favor de la dimensión teórica de pertenencia de al menos .20 (Tabla 2).

Tabla 1

Media (M), desviación típica (DT), correlación ítem-total (RIT-c), alfa de cada subescala teórica y la dimensión si algún ítem es eliminado (α sin ítem), asimetría y curtosis ($n=401$)

| | M | DT | RIT-c | α sin ítem | Asimetría | Curtosis |
|---|------|------|-------|-------------------|-----------|----------|
| Placer y relajación ($\alpha_1=.77$) | | | | | | |
| 5. Entrenar me relaja y/o me tranquiliza | 5.93 | 1.29 | .50 | - | -1.07 | 1.03 |
| 11. Siento placer al entrenar | 5.97 | 1.28 | .50 | - | -1.09 | 1.09 |
| Tolerancia ($\alpha_2=.78$) | | | | | | |
| 4. Necesito entrenar cada vez con más frecuencia | 3.09 | 1.84 | .64 | - | .48 | -.81 |
| 6. He notado que necesito entrenar más tiempo que antes | 3.36 | 1.90 | .64 | - | .27 | -1.01 |
| Carencia de control ($\alpha_3=.77$) | | | | | | |
| 2. No puedo dejar de entrenar por más que lo intente | 3.01 | 1.92 | .41 | .71 | .60 | -.86 |
| 7. Si me vienen las ganas de entrenar tengo que hacerlo inmediatamente | 2.34 | 1.52 | .59 | .49 | 1.03 | .32 |
| 8. Una vez he empezado, no puedo parar de entrenar hasta que algo exterior me lo impide | 2.46 | 1.77 | .50 | .57 | 1.10 | .16 |
| Abstinencia y ansia ($\alpha_4=.71$) | | | | | | |
| 1. He dejado de entrenar, sin problemas, cada vez que he querido (R) | 4.20 | 2.07 | .45 | .47 | -.13 | -1.28 |
| 3. Puedo resistir las ganas de entrenar todo el tiempo que quiera (R) | 4.59 | 1.97 | .42 | .52 | -.35 | -1.07 |
| 9. Cuando estoy un tiempo sin entrenar siento inquietud o nerviosismo | 4.67 | 1.97 | .38 | .57 | -.43 | -1.02 |
| 10. Si algo me impide entrenar no siento ninguna molestia y noto tranquilidad (R) | 5.14 | 1.72 | .37 | .54 | -.70 | -.40 |

(R) Ítems que invierten puntuación.

Tabla 2

Correlación corregida de cada ítem con la puntuación total en cada una de las subescalas teóricas ($n=401$)

| | Placer y relajación | Tolerancia | Carencia de control | Abstinencia y ansia |
|---|---------------------|------------|---------------------|---------------------|
| Placer y relajación ($\alpha_1=.77$) | | | | |
| 5. Entrenar me relaja y/o me tranquiliza | .86 | .19 | .12 | .17 |
| 11. Siento placer al entrenar | .86 | .15 | .11 | .14 |
| Tolerancia ($\alpha_2=.78$) | | | | |
| 4. Necesito entrenar cada vez con más frecuencia | .23 | .90 | .45 | .30 |
| 6. He notado que necesito entrenar más tiempo que antes | .13 | .90 | .38 | .21 |
| Carencia de control ($\alpha_3=.77$) | | | | |
| 2. No puedo dejar de entrenar por más que lo intente | .14 | .32 | .76 | .30 |
| 7. Si me vienen las ganas de entrenar tengo que hacerlo inmediatamente | .08 | .35 | .80 | .17 |
| 8. Una vez he empezado, no puedo parar de entrenar hasta que algo exterior me lo impide | .09 | .25 | .79 | .21 |
| Abstinencia y ansia ($\alpha_4=.71$) | | | | |
| 1. He dejado de entrenar, sin problemas, cada vez que he querido (R) | .05 | .23 | .22 | .73 |
| 3. Puedo resistir las ganas de entrenar todo el tiempo que quiera (R) | .06 | .11 | .21 | .68 |
| 9. Cuando estoy un tiempo sin entrenar siento inquietud o nerviosismo | .27 | .32 | .34 | .64 |
| 10. Si algo me impide entrenar no siento ninguna molestia y noto tranquilidad (R) | .11 | .07 | .03 | .63 |

(R) Ítems que invierten puntuación

Análisis factorial confirmatorio

La estructura factorial de la EAE fue evaluada con un AFC para hallar la validez de constructo. Un error frecuente al realizar AFC es no tener en cuenta la normalidad de los datos de forma multivariada (Byrne, 2001). Suele ocurrir que analizada la distribución univariada se obtengan valores que indiquen la existencia de una distribución normal, pero que esto cambie cuando es analizada de forma multivariada, que es lo sucedido en nuestro modelo, ya que el coeficiente de Mardia (6.33), mayor de 2, indica falta de normalidad multivariada en los datos, con lo que se violaba una de las reglas básicas del AFC. Existen diferentes técnicas para corregir esto: utilizar un método de estimación que no se vea afectado por la falta de normalidad o bien utilizar estrategias que no requieran normalidad multivariada. Nos hemos decantado por esta última, utilizando la estimación de máxima verosimilitud, la técnica de *bootstrapping* y el procedimiento de máxima similitud (West, Finch y Curran, 1995).

Lo más adecuado para aceptar o rechazar un modelo es emplear una combinación de varios índices (Bentler, 2007; Markland, 2007; Miles y Shevlin, 2007). El ajuste del modelo fue evaluado con una combinación de índices de ajuste absolutos y relativos. Entre los absolutos, se utilizó el valor p , asociado con el estadístico chi cuadrado (χ^2), que prueba el modelo nulo frente al modelo hipotetizado. La *ratio* entre χ^2 y grados de libertad (gl) (χ^2/gl) es un heurístico que se utiliza para reducir la sensibilidad del χ^2 al tamaño

de la muestra. En un modelo considerado perfecto su valor sería de 1.0 y las ratios por debajo de 2.0 se considerarían como indicadores de un muy buen ajuste del modelo (Tabachnick y Fidell, 2007), mientras que valores por debajo de 5.0 son considerados como aceptables (Hu y Bentler, 1999). Sin embargo, estos índices están afectados por el tamaño de la muestra, por lo que utilizamos el índice *SRMR* en el que valores de .06 o menores indican un excelente ajuste (Hu y Bentler, 1999).

De los índices relativos, se seleccionó el *FI* y el *CFI* porque su rango de bondad se sitúa entre 0 y 1 y es más fácil de interpretar que otros índices de ajuste e indica reducciones en ajustes pobres (Hoyle, 1995). También se utilizó el *TLI*. Los índices incrementales (*CFI* y *TLI*) se consideran sus valores aceptables si son superiores a .95 ya que señalarían un ajuste excelente (Kline, 1998; 2005). Por otra parte, Kline (2005) recomienda utilizar el *RMSEA* y, según Jöreskog y Sörbom (1993), el modelo basado en la muestra utilizada representa excelentemente a la población cuando su valor es menor o igual que .05.

Los parámetros estimados se consideran significativos cuando el valor asociado al valor t es superior a 1.96 ($p<.05$). El ajuste del modelo fue evaluado con una combinación de índices de ajuste absolutos y relativos. El modelo presenta valores correctos que permiten determinar una aceptable bondad de ajuste del modelo original (Hu y Bentler, 1999; Kline, 2005; Jöreskog y Sörbom, 1993) ya que los resulta-

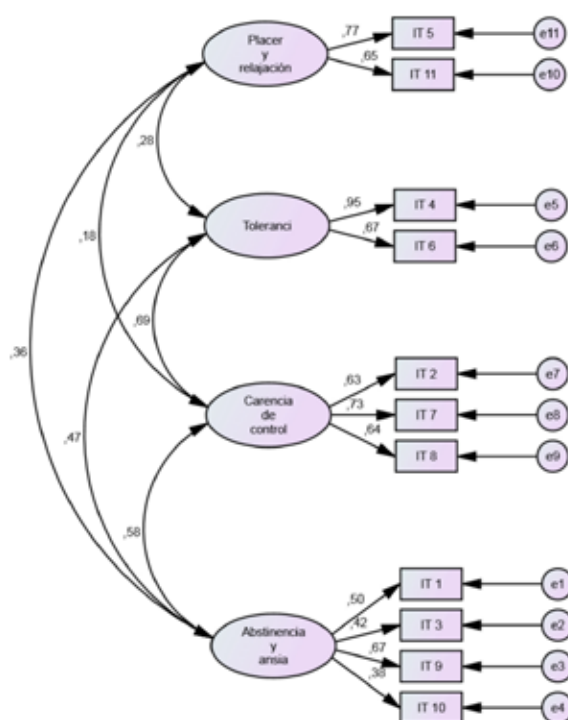


Figura 1. Pat Diagram del análisis factorial confirmatorio, con pesos estandarizados y errores de medición de cada uno de los ítems de la EAE, en la muestra de atletas veteranos

dos obtenidos fueron: $\chi^2/gf=2.93$; $IFI=.96$; $CFI=.96$; $TLI=.93$; $SRMR=.039$; $RMSEA=.049$. En la figura 1 se aprecia el Path Diagram del análisis factorial confirmatorio de la EAE.

Validez concurrente

Para evaluar la validez empírica se calcularon las correlaciones entre las dimensiones del EAE (coeficiente de Pearson), así como las correlaciones con las subescalas del CSAI-2R (tabla 3). Como era de esperar, las correlaciones de la *adicción al entrenamiento* son positivas y muy altas con el resto de las dimensiones de la subescala que la forman, tanto en hombres como en mujeres. Sin embargo, las correlaciones

entre las cuatro dimensiones del EAE son positivas y bajas o moderadas, tanto en hombres como en mujeres, salvo en la dimensión *placer y relajación* en las atletas, donde las correlaciones no son significativas.

En las mujeres solamente se encuentran correlaciones estadísticamente significativas y positivas en *ansiedad cognitiva* con la *adicción al entrenamiento* ($r=.29$, $p<.01$) y *carencia de control* ($r=.28$, $p<.01$). En los hombres, salvo en la dimensión *placer y relajación* que no se encuentra correlaciones significativas, en el resto lo son bajas o moderadas y positivas con *ansiedad cognitiva* y *ansiedad somática* con las demás dimensiones de la EAE y bajas y negativas con *autoconfianza*.

Tabla 3
Correlaciones, por sexo, entre las subescalas de la EAE y CSAI-2R ($n=401$)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|--------|
| 1. Adicción al entrenamiento | | .44** | .67** | .76** | .76** | .41** | .34** | -.17** |
| 2. Placer y relajación | .36** | | .20** | .14** | .19** | .00 | .02 | .07 |
| 3. Tolerancia | .81** | .18 | | .49** | .25** | .39** | .32** | -.17** |
| 4. Carencia de control | .78** | .12 | .68** | | .34** | .43** | .34** | -.17** |
| 5. Abstinencia y ansia | .80** | .15 | .44** | .37** | | .23** | .18** | -.11* |
| 6. Ansiedad cognitiva | .29* | .11 | .19 | .28* | .22 | | .60** | -.29** |
| 7. Ansiedad somática | .15 | .06 | .16 | .20 | .03 | .59** | | -.28** |
| 8. Autoconfianza | -.01 | .15 | .01 | .06 | -.13 | -.39** | -.26* | |

**La correlación es significativa al nivel .01.

*La correlación es significativa al nivel .05.

En la diagonal superior, datos de los hombres, y en la inferior de las mujeres.

Diferencias por sexo y edad

Para analizar las diferencias en la puntuación total de adicción al entrenamiento y las cuatro subescalas del EAE se realizó un análisis de varianza multivariado (MANOVA) en función del sexo y la edad (<50 años, >50 años) que fueron consideradas como variables independientes y la *adicción al entrenamiento*, *placer y relajación*, *tolerancia*, *carencia de control*, *abstinencia* y *ansia* como variables dependientes. Los resultados no mostraron la existencia de diferencias significativas en relación a la variable sexo (Lambda de Wilks=.99; $F_{(4,394)}=.85$; $p=.492$; *potencia observada*=.86), pero sí en función de la edad (Lambda de Wilks=.97; $F_{(4,394)}=2.82$; $p=.025$; *potencia observada*=.37). No se encontraron efectos de interacción de segundo orden entre las variables independientes ($p>.05$). La prueba de Levene no resultó significativa, por tanto, se asumieron varianzas iguales (Tabla 4).

Las pruebas de los efectos inter-sujetos mostraron, en relación a la edad, diferencias significativas tanto en la *adicción al entrenamiento* ($F_{(397)}=2.05$; $p=.043$; $R^2=.39$), como en el *placer y relajación* ($F_{(397)}=8.66$; $p=.003$; $R^2=.49$) y *abstinencia y ansia* ($F_{(397)}=2.84$; $p=.041$; $R^2=.41$). Como se puede comprobar en la Tabla 4 los atletas <50 años presentan valores por encima de los >50 años en las tres dimensiones reseñadas. Presentando por tanto, mayor adicción al entrenamiento, sintiendo una mayor ansia y presentando mayores puntuaciones en abstinencia.

Discusión

La definición de una prueba que permita evaluar la dependencia comportamental de forma genérica ha sido el

objetivo de los autores que diseñaron la EAG (Ramos et al., 2001). Si bien éstos organizaron la prueba sobre 11 ítems agrupados en cuatro subescalas (ansia, tolerancia, carencia de control y abstinencia) y llevaron a cabo las pruebas de validez convergente mediante la determinación de la dependencia subjetiva, obtuvieron una escala monofactorial. Así ha sido considerada en los trabajos previos donde ha sido tomada en cuenta para la recogida de datos (Arbinaga y Caracuel, 2007, Ramos et al., 2001, Andrade et al., 2012). Como se ha indicado, son pocos los estudios donde se ha aplicado la prueba y es escaso el aporte de datos sobre fiabilidad y validez de la misma, hecho que se hacía necesario solventar, como los mismos autores indicaban en el trabajo originario (Ramos et al., 2001).

Sobre los datos aportados en la literatura, en base a los análisis estadísticos limitados que se han realizado, puede afirmarse que la escala ha presentado unos criterios psicométricos adecuados cuando ha sido adaptada a la práctica de ejercicio, si bien habría que reforzar la base analítica que permita confirmar los resultados obtenidos en la validez convergente y el resto de estadísticos. De hecho, en ninguno de los trabajos mencionados se ha analizado la validez de constructo para verificar o no la estructura factorial de la escala propuesta inicialmente por Ramos et al. (2001). Es más, en los trabajos reseñados (Arbinaga y Caracuel, 2007, Andrade et al., 2012), la utilización de la escala ha sido siempre con carácter monofactorial y no se han realizado análisis que aporten datos sobre la validez de la misma, de ahí la importancia del trabajo que aquí se presenta.

Según la información reflejada en este trabajo puede señalarse que la prueba, tras su adaptación al entrenamiento

Tabla 4

MANOVA de adicción al entrenamiento, placer y relajación, tolerancia, carencia de control, abstinencia y enganche, en función del sexo y la edad

| Sexo | Hombres (N =330) | | Mujeres (N =71) | | F | p |
|---------------------------|------------------|-------|------------------|-------|------|------|
| | M | SD | M | SD | | |
| Adicción al entrenamiento | 44.94 | 10.28 | 44.22 | 11.50 | .27 | .602 |
| Placer y relajación | 5.95 | 1.13 | 5.95 | 1.05 | .00 | .996 |
| Tolerancia | 3.20 | 1.67 | 3.36 | 1.77 | .52 | .471 |
| Carencia de control | 2.62 | 1.36 | 2.50 | 1.39 | .50 | .479 |
| Abstinencia y ansia | 4.68 | 1.28 | 4.52 | 1.44 | .91 | .341 |
| Edad | >50 años (N=249) | | >50 años (N=152) | | F | P |
| | M | SD | M | SD | | |
| Adicción al entrenamiento | 45.40 | 10.66 | 43.85 | 10.17 | 2.05 | .043 |
| Placer y relajación | 6.07 | 1.03 | 5.74 | 1.20 | 8.66 | .003 |
| Tolerancia | 3.23 | 1.73 | 3.23 | 1.63 | .00 | .982 |
| Carencia de control | 2.60 | 1.34 | 2.61 | 1.41 | .00 | .954 |
| Abstinencia y ansia | 4.74 | 1.27 | 4.51 | 1.36 | 2.84 | .041 |

Nota: p es significativo al valor <.05.

-EAE-, ha mostrado unos índices de asimetría y curtosis, en general próximos a cero, que estarían indicando la semejanza de los datos con la curva normal de forma univariada. Si bien los autores originales encontraban una prueba de medida con carácter unifactorial, en el presente trabajo se observa la posibilidad de hacer que la prueba adquiera mayor potencia cuando se produce un reajuste en la ubicación de alguno de los ítems. Así cuando el ítem 3 (*“puedo resistir las ganas de entrenar todo el tiempo que quiera”*) y el 10 (*“si algo me impide entrenar no siento ninguna molestia y noto tranquilidad”*) que en la versión original se ubicaban en la categoría de ansiedad, pasan a la subescala que se ha denominado como de *abstinencia y ansiedad*, la prueba mejora considerablemente, obteniéndose cuatro subescalas evaluativas y un factor general.

Ha de señalarse que, tras llevar a cabo los correspondientes análisis factoriales confirmatorios, la composición de las cuatro subescalas encontradas no se ajustan a la propuesta inicial, que presentaba un carácter monofactorial. Las subescalas encontradas no se ajustarían ni en los ítems de su composición, ni en la etiqueta con la que se hace referencia a ellas en la versión original. Por tanto, la estructura encontrada quedaría, junto al factor global, con las siguientes subescalas y sus correspondientes ítems: *placer y relajación* (ítems 5, 11); *tolerancia* (ítems 4, 6), *carencia de control* (ítems 2, 7, 8) y *abstinencia y ansiedad* (ítems 1, 3, 9, 10). En cada una de las subescalas, la consistencia interna fue aceptable y siempre con valores $\alpha > .70$. De igual manera, se ha comprobado la falta de solapamiento entre ítems en las dimensiones teóricas; obteniéndose una alta correlación de los ítems de la misma subescala y no con el resto de los ítems pertenecientes a las otras dimensiones.

En el trabajo original se obtenían unos valores muy aceptables con respecto a la validez convergente, no sólo en el caso del deporte ($r = .69$) sino también con el resto de opciones planteadas. En este caso, al considerar la validez concurrente de la prueba, se ha podido comprobar las correlaciones existentes entre la misma y el *CSAI-2R*, donde se han obtenido unos índices positivos y bajos o moderados, tanto en hombres como en mujeres, salvo en la subescala *placer y relajación* que no mostraban una significación en sus correlaciones. Centrando la atención en las mujeres las correlaciones fueron significativas y positivas entre ansiedad cognitiva y la adicción al entrenamiento y la carencia de control.

Sin embargo, en los hombres se encontraron correlaciones significativas en todas las subescalas, salvo en la de *placer y relajación*, cuando son valoradas en sus relaciones con la ansiedad cognitiva, la somática y la autoconfianza; si bien en esta última tienden a ser relaciones bajas y negativas. Esta ausencia de significación en las relaciones entre la escala *placer y relajación* con la ansiedad cognitiva, somática y la autoconfianza resulta un aspecto en el que habría que profundizar; ya que trabajos previos muestran relaciones entre los estados emocionales y las expectativas de autoeficacia (Cantón y Checa, 2012).

Por otra parte, en línea con el argumento aportado por Szabo (2000) de que la prevalencia en la adicción al ejercicio disminuye con la edad, se ha constatado que los participantes del grupo mayor de 50 años han mostrado de manera significativa una media inferior en la escala global *Adicción al entrenamiento*, y en las subescalas de *placer y relajación* y en *abstinencia y ansiedad*, no habiendo diferencias en *tolerancia* ni en la de *carencia de control*, frente al grupo de menores de 50 años participantes en la muestra.

Así pues, en base a estos primeros datos y a los obtenidos recientemente por Zarauz y Ruiz-Juan (2013b), la EAE muestra ser un instrumento adecuado psicométricamente, de rápida y fácil aplicación, que consta de once ítems que valoran como baja, media o alta, tanto la adicción al entrenamiento de forma global, como sus cuatro dimensiones: *placer y relajación*, *tolerancia*, *carencia de control*, *abstinencia y ansiedad*. Esto se entiende que hace más robusta y sólida la prueba, frente a la versión original, si bien se ha de seguir trabajando con la finalidad de ampliar los datos referentes que permitan consolidar la prueba como un instrumento adecuado para evaluar la dependencia al ejercicio. En esta dirección, habría que seguir comprobando su validez convergente con otras escalas diseñadas con la misma finalidad; como pudiera ser con la escala adaptada por Sicilia y González-Cutre (2011) y no sólo mediante criterios externos, como lo llevado a cabo por los autores de origen, analizando sus relaciones con variables que han mostrado íntimas relaciones con los procesos adictivos. De igual manera, sería de interés comprobar si las subescalas referidas se mantendrían para otro tipo de adicciones comportamentales o resultarían específicas para el caso de la práctica de ejercicio.

Reconocimientos

Este trabajo ha sido posible gracias a la inestimable colaboración prestada por D. Fernando Marquina Alonso, Responsable del Departamento de Atletas Veteranos de la Real Federación Española de Atletismo, y por D. Vicente Sánchez Blanco, webmaster de www.elatleta.com.

Conflicto de intereses

Los autores no tienen conflicto de intereses alguno que declarar.

Referencias

- Adams, J. M., Miller, T. W. y Kraus, R. F. (2003). Exercise dependence: diagnostic and therapeutic issues for patients in psychotherapy. *Journal of Contemporary Psychotherapy*, 33, 93-107.
- Adams, J. y Kirkby, R. (2002). Excessive exercise as an addiction: a review. *Addiction Research and Therapy*, 1, 415-437.

- Allegre, B., Therme, P. y Griffiths, M. (2007). Individual factors and the context of physical activity in exercise dependence: A prospective study of "ultra-marathoners". *International Journal of Mental Health Addiction*, 5, 233-243. doi: 10.1007/s11469-007-9081-9
- American Psychiatric Association (1994): *Diagnostic and Statistical manual of mental disorders. Fourth edition*. Revised (DSM IV), Washington, DC: APA.
- Andrade, E. M., Lois, G. y Arce, C. (2007). Propiedades psicométricas de la versión española del Inventario de Ansiedad Competitiva CSAI-2R en deportistas. *Psicothema*, 19, 150-155.
- Andrade, J. A., García, S., Remicio, C. y Villamil, S. (2012). Niveles de adicción al ejercicio corporal en personas fisicoculturistas. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 7, 209-226.
- Arbinaga, F., y Caracuel, J. C. (2007). Dependencia del ejercicio en fisicoculturistas competidores evaluada mediante la Escala de Adicción General Ramón y Cajal. *Universitas Psychologica*, 6, 549-557
- Baekeland, F. (1970). Exercise deprivation: Sleep and psychological reactions. *Archive of General Psychiatry*, 22, 365-369.
- Bentler, P. M. (2007). On tests and indices for evaluating structural models. *Personality and Individual Differences*, 42, 825-829. doi: 10.1016/j.paid.2006.09.024
- Bollen, K. A. y Long, J. (1994). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Calabuig, F. y Crespo, J. (2009). Using Delphi method to develop a measure of perceived quality of sport event spectators. *Retos*, 15, 21-25.
- Cantón, E. y Checa, I. (2012). Los estados emocionales y su relación con las atribuciones y las expectativas de autoeficacia en el deporte. *Revista de Psicología del Deporte*, 21, 171-176.
- Carmack, M. A. y Martens, R. (1979). Measuring commitment to running: A survey of runner's attitudes and mental status. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 1, 25-42
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- Chalmers, J., Catalan, J., Day, A. y Fairburn, C. (1985). Anorexia nervosa presenting as morbid exercising. *Lancet*, 1, 286-287.
- Chapman, C. L. y De Castro, J. M. (1990). Running addiction: measurement and associated psychological characteristics. *The Journal of Sports Medicine and Physical Fitness*, 30, 283-290.
- Cox, R., Martens, M. y Russell W. (2003). Measuring anxiety in athletics: The revised Competitive State Anxiety Inventory-2. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 25, 519-533.
- De Coverley Veale, D. M. E. (1987). Exercise dependence. *British Journal of Addiction*, 82, 735-740.
- De Coverley Veale, D. M. E. (1995). Does primary exercise dependence really exist?. In J. Annett, B. Cripps and H. Steinberg (eds). *Exercise addiction: Motivation for participation in sport and exercise (pp.1-5)*. Leicester: British Psychological Society.
- De Vries, H. A. (1981). Tranquilizer effect of exercise: A critical review. *The Physician and Sports Medicine*, 9, 11, 47-53.
- Deaner, R., Masters, K., Ogles, B., & LaCaille, R. (2011). Marathon performance as a predictor of competitiveness and training in men and women. *Journal of Sport Behavior*, 34, 325-342.
- Downs, D. S., Hausenblas, H. A. y Nigg, C. R. (2004). Factorial validity and psychometric examination of the Exercise Dependence Scale-Revised. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 8, 183-201. doi: 10.1207/s15327841mpee0804_1
- Echeburúa, E. (2012). ¿Existe realmente la adicción al sexo? *Adicciones*, 24, 281-286.
- Garman, J. F., Hayduk, M. D., Crider, D. A. y Hodel, M. M. (2004). Occurrence of exercise dependence in a college-aged population. *Journal of American College Health*, 52, 221-228.
- Glasser, W. (1976). *Positive addiction*. Nueva York, NY: Harper and Row.
- González-Cutre, D. y Sicilia, A. (2011). Dependencia del ejercicio físico en usuarios españoles de centros de acondicionamiento físico (fitness): diferencias según el sexo, la edad y las actividades practicadas. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 20, 349-364.
- González-Martí, I., Fernández, J. G., Contreras, O. R. y Mayville, S. B. (2012). Validation of a Spanish version of the Muscle Appearance Satisfaction Scale: Escala de Satisfacción Muscular. *Body Image*, 9, 517-523. doi: 10.1016/j.bodyim.2012.05.002
- Griffiths, M. (1997). Exercise addiction: A case study. *Addiction Research*, 5, 61-168.
- Griffiths, M. D. (2002). *Gambling and Gaming Addictions in Adolescence*. Leicester: British Psychological Society/Blackwells.
- Gulker, M. G, Laskis, T. A. y Kuba, S. A. (2001). Do excessive exercisers have a higher rate of obsessive-compulsive symptomatology? *Psychology, Health and Medicine*, 6, 387-398. doi: 10.1080/13548500120087024
- Hammer, M. y Karageorghis, C. I. (2007). Psychobiological Mechanisms of Exercise Dependence. *Sports Medicine*, 37, 477-484. doi: 10.2165/00007256-200737060-00002
- Hauck, E. R. y Blumenthal, J. A. (1992). Obsessive and compulsive traits in athletes. *Sports Medicine*, 14, 215-227.
- Hausenblas, H. A. y Downs, D. S. (2002a). How much is too much? The development and validation of the exercise

- dependence scale. *Psychology & Health*, 17, 387-404. doi: 10.1080/0887044022000004894
- Hausenblas, H. A. y Downs, D. S. (2002b). Exercise dependence: a systematic review. *Psychology of Sport and Exercise*, 3, 89-123. doi: 10.1016/S1469-0292(00)00015-7
- Hoyle, R. H. (1995). *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- 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. doi: 10.1080/10705519909540118
- Hurst, R., Hale, B., Smith, D. y Collins, D. (2000). Exercise dependence, social physique anxiety, and social support in experienced and inexperienced bodybuilders and weightlifters. *British Journal of Sports Medicine*, 34, 431-435. doi: 10.1136/bjbm.34.6.431
- Jackson, D. N. (1970). A sequential system for personality scale development. En C.D. Spielberger (Ed.), *Current topics in clinical and community psychology* (pp. 61-96). Nueva York, NY: Academic Press.
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1993). *Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Kagan, D. M. y Squieres, R. L. (1985). *Addictive aspects of physical exercise*. *Journal of Sports Medicine and Physical Fitness*, 25, 227-237.
- Kety, S. S. (1966). Catecholamines in neuropsychiatric states. *Pharmacological Review*, 18, 787-798.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. Nueva York, NY: Guilford.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (2nd Edition ed.). Nueva York, NY: The Guilford Press.
- Lejoyeux, M., Avril, M., Richoux, C., Embouazza, H. y Nivoli, F. (2008). Prevalence of exercise addiction and other behavioral addictions among clients of a Parisian fitness room. *Comprehensive Psychiatry*, 49, 353-358. doi: 10.1016/j.comppsy.2007.12.005
- Little, J. C. (1979). Neurotic illness in fitness fanatics. *Psychiatry Annals*, 9, 49-56.
- Markland, D. (2007). The golden rule is that there are no golden rules: A commentary on Paul Barrett's recommendations for reporting model fit in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences*, 42, 851-858. doi: 10.1016/j.paid.2006.09.023
- Mayville, S. B., Williamson, D. A., White, M. A., Netemeyer, R. y Drab, D. (2002). Development of the Muscle Appearance Satisfaction Scale: A self-report measure for the assessment of muscle dysmorphia symptoms. *Assessment*, 9, 351-360. doi: 10.1177/1073191102238156
- Miles, J., y Shevlin, M. (2007). A time and a place for incremental fit indices. *Personality and Individual Differences*, 42, 869-874. doi: 10.1016/j.paid.2006.09.022
- Morgan, W. P. (1979). Negative addiction in runners. *The Physician and Sports Medicine*, 7, 57-77.
- Morris, M., Salmon, P., Steinberg, H., Sykes, E. A., Bou-loux, P., Newbould, E.,... y Grossman, A. (1990). Endogenous opioids modulate the cardiovascular response to mental stress. *Psychoneuroendocrinology*, 15, 185-192. doi: 10.1016/0306-4530(90)90029-9
- Murphy, M. H. (1994). Sport and drugs and runner's high (Psychophysiology). En J. Kremer y D. Scully (eds). *Psychology in Sport*. Londres: Taylor and Francis.
- Nash, H. L. (1987). Do compulsive runners and anorectic patients share common bonds? *The Physician and Sports Medicine*, 15, 162-167.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- Nuviala Nuviala, A., Tamayo Fajardo, J.A, Nuviala Nuviala, R., González Jurado, J.A. Fernández Martínez, A. (2010). Psychometric properties of the rating scale sports organizations EPOD. *Retos*, 18, 82-87.
- Ogden, J., Veale, D. y Summers, Z. (1997). The development and validation of the exercise dependence questionnaire. *Addiction Research*, 5, 343-356.
- Pasman, L. y Thompson, J. K. (1988). Body image and eating disturbance in obligatory runners, obligatory weightlifters and sedentary individuals. *International Journal of Eating Disorders*, 7, 759-769
- Pierce, E. F. (1994). Exercise dependence syndrome in runners. *Sports Medicine*, 18, 149-155. doi: 10.2165/00007256-199418030-00001
- Ramos, J. A., Sansebastián, J. y Madoz, A. (2001). Desarrollo, validez y seguridad de una escala de adicción general. Un estudio preliminar. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 29, 368-373.
- Real Federación Española de Atletismo (2012). *Comparativa histórica de Licencias de Veteranos*. Recuperado de <http://www.rfea.es/veteranos/licencias.asp>.
- Rhea, D. J. y Lantz, D. (2001). *Conceptualization and measurement of muscle dysmorphia*. Proceedings of the Association for the Advancement of Applied Sport Psychology. Denton, TX: RonJon Publishing.
- Rosa, D., De Mello, M., Negrao, A. y De Souza-Formigoni, M. (2004). Mood changes after maximal exercise testing in subjects with symptoms of exercise dependence. *Perceptual and Motor Skills*, 99, 341-353. doi: 10.2466/PMS.99.4.341-353
- Ruiz-Juan, F. y Zarauz, A. (2011). Validación de la versión española de la Commitment to Running Scale (CR). *Estudios de Psicología*, 32, 195-207. doi: 10.1174/021093911795978199
- Sachs, M. L. y Pargman, D (1979). Running addictions: a depth interview approach. *Journal of Sport Behavior*, 2, 143-155.

- Sachs, M. L. y Pargman, D. (1984). Running addiction. In M.L. Sachs and G.W. Buffone (eds): *Running Therapy*. 231-252. Lincoln, NE: University of Nebraska.
- Sicilia, A. y González-Cutre, D. (2011). Dependence and Physical Exercise: Spanish Validation of the Exercise Dependence Scale-Revised (EDS-R). *The Spanish Journal of Psychology*, 14, 421-431. doi: 10.5209/rev_SJOP.2011.v14.n1.38
- Smith, D. K., Hale, B. D. y Collins, D. (1998). Measurement of exercise dependence in bodybuilders. *Journal of Sports Medicine Physical and Fitness*, 38, 66-74.
- Smith, D., Wright, C. y Winrow, D. (2010). Exercise dependence and social physique anxiety in competitive and non-competitive runners. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 8, 61 -69. doi: 10.1080/1612197X.2010.9671934
- Spaan, M. (2006). Test and item specifications development. *Language Assessment Quarterly*, 3, 71-79. doi: 10.1207/s15434311laq0301_5
- Steinberg, H., Sykes, E. A. y LeBoutillier, N. (1995). Exercise addiction: Indirect measures of “endorphins”? In J. Annett, B. Cripps and H. Steinberg. *Exercise addiction: Motivation for participation in sport and exercise*, (pp.1-5). Leicester: British Psychological Society.
- Sussman, S., Lisha, N. y Griffiths, M. (2011). Prevalence of the addictions. A problem of the majority or the minority? *Evaluation of the Health Professions*, 34, 3-56. doi: 10.1177/0163278710380124
- Szabo, A. (2000). Physical activity as a source of psychological dysfunction. In S. J. Biddle, K. R. Fox y S. H. Bouchner (eds). *Physical activity and psychological well-being* (pp.130-153). Londres: Routledge.
- Szabo, A. y Griffiths, M. D. (2007). Exercise addiction in British sport science students. *International Journal of Health and Addiction*, 5, 25-28. doi: 10.1007/s11469-006-9050-8
- Tabachnick, B. G., y Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). Nueva York, NY: Allyn and Bacon.
- Terry, A., Szabo, A. y Griffiths, M. D. (2004). The exercise addiction inventory: A new brief screening tool. *Addiction Research and Theory*, 12, 489– 499. doi: 10.1080/16066350310001637363
- Weik, M. (2009). Contrasting gender differences on two measures of exercise dependence. *British Journal of Sport Medicine*, 43, 204-207. doi: 10.1136/bjsm.2007.045138
- West, S. G., Finch, J. F. y Curran, P. J. (1995). Structural equations models with nonnormal variables. En R.H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage.
- World Health Organization (1992). *International Classification of Diseases and Health Related Problems*, Tenth Revision (ICD-10). Ginebra:WHO.
- Yates, A. (1991). *Compulsive exercise and the eating disorders*. New York: Bruner/Mael.
- Yates, A., Leche, K. y Shisslak, C.M. (1983). URNG-an analogue of anorexia? *New England Journal Medicine*, 308, 251-255.
- Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (2011). Propiedades psicométricas de la versión española de la Running Addiction Scale (RAS). *The Spanish Journal of Psychology*, 14, 967-976.
- Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (2013a). Predictors variables of anxiety in the Spanish master athletes. *Retos*, 23, 29-32.
- Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (2013b). Variables predictor de la adicción al entrenamiento en atletas veteranos españoles. *Retos*, 24, 33-35.

Anexo 1

Escala de Adicción al Entrenamiento (EAE)

| Escala de Adicción General (EAG). Ramos et al. (2001) | Escala de Adicción al Entrenamiento (EAE) |
|--|--|
| *1. He dejado de hacerlo, sin problemas, cada vez que he querido. | *1. He dejado de entrenar, sin problemas, cada vez que he querido. |
| 2. No puedo dejarlo por más que lo intente. | 2. No puedo dejar de entrenar por más que lo intente. |
| *3. Puedo resistir las ganas de hacerlo todo el tiempo que quiera. | *3. Puedo resistir las ganas de entrenar todo el tiempo que quiera. |
| 4. Necesito hacerlo cada vez con más frecuencia. | 4. Necesito entrenar cada vez con más frecuencia. |
| 5. Hacerlo me relaja y/o me tranquiliza. | 5. Entrenar me relaja y/o me tranquiliza. |
| 6. He notado que necesito hacerlo en más cantidad que antes. | 6. He notado que necesito entrenar más tiempo que antes. |
| 7. Si me vienen las ganas tengo que hacerlo inmediatamente. | 7. Si me vienen las ganas de entrenar tengo que hacerlo inmediatamente. |
| 8. Una vez empezado, no puedo parar de hacerlo hasta que algo exterior me lo impide. | 8. Una vez he empezado, no puedo parar de entrenar hasta que algo exterior me lo impide. |
| 9. Cuando estoy un tiempo sin hacerlo siento inquietud o nerviosismo. | 9. Cuando estoy un tiempo sin entrenar siento inquietud o nerviosismo. |
| *10. Si algo me impide hacerlo no siento ninguna molestia y noto tranquilidad. | *10. Si algo me impide entrenar no siento ninguna molestia y noto tranquilidad. |
| 11. Siento placer al hacerlo. | 11. Siento placer al entrenar. |

Nota: Los ítems con (*) puntúan al revés.