



## TESIS DOCTORAL

**Validación al español de las escalas  
motivaciones de los maratonianos (MOMS),  
compromiso a correr (CR) y  
adicción a correr (RAS).  
Variables predictoras de la “súper-adherencia” y  
las motivaciones de los maratonianos**

**Director:** Francisco Ruiz Juan

**Autor:** Antonio Zarauz Sancho

Fdo. Antonio Zarauz Sancho

**UNIVERSIDAD DE MURCIA**  
DEPARTAMENTO DE ACTIVIDAD FÍSICA Y DEPORTE  
SAN JAVIER (MURCIA), FEBRERO 2011



D. Antonio Zarauz Sancho, con D.N.I. 22.964.146-A,

E X P O N E:

1º) Que esta tesis es un compendio de trabajos aceptados para publicación.

2º) Que las referencias completas de dichos trabajos son:

Ruiz-Juan, F. y Zarauz, A. (en prensa). Validación de la versión española de las Motivations of Marathoners Scales (MOMS). *Revista Latinoamericana de Psicología*.

Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (en prensa). Propiedades psicométricas de la versión española de la Running Addiction Scale (RAS). *The Spanish Journal of Psychology*.

Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (en prensa). “Súper-adherencia” del maratoniano; variables predictoras y diferencias de género. *Universitas Psychologica*.

En Almería, a 5 de febrero de 2011

Fdo. D. Antonio Zarauz Sancho



# INFORME DEL DIRECTOR DE TESIS

Dr. Francisco Ruiz Juan, Profesor Titular de Universidad del Área de Didáctica de la Expresión Corporal en el Departamento de Actividad Física y Deporte de la Facultad de Ciencias del Deporte de la Universidad de Murcia

## INFORMA QUE

El doctorando Antonio Zarauz Sancho ha realizado la investigación reflejada en el proyecto de tesis doctoral presentado y aprobado en el Departamento de Actividad Física y Deporte de la Universidad de Murcia, con el título “*Validación al español de las escalas motivaciones de los maratonianos (MOMS), compromiso a correr (CR) y adicción a correr (RAS). Variables predictoras de la “súper-adherencia” y las motivaciones de los maratonianos*”, bajo la modalidad de compendio de publicaciones. El trabajo realizado y las publicaciones originadas del mismo cuentan con el rigor científico necesario, como así lo demuestra el hecho que hayan sido aceptadas para ser publicadas en revistas indexadas en bases de datos internacionales de reconocido prestigio. Además, cuentan con mi supervisión directa y mi participación, guardando en todo momento la unidad temática necesaria para tal efecto y para la obtención del grado de Doctor por la Universidad de Murcia bajo esta modalidad.

En San Javier (Murcia) a 5 de febrero de dos mil once.



Fdo. Dr. Francisco Ruiz Juan



# INFORME DEL DIRECTOR DE TESIS

Dr. Francisco Ruiz Juan, Profesor Titular de Universidad del Área de Didáctica de la Expresión Corporal en el Departamento de Actividad Física y Deporte de la Facultad de Ciencias del Deporte de la Universidad de Murcia

## AUTORIZA

La presentación de la Tesis Doctoral titulada “*Validación al español de las escalas motivaciones de los maratonianos (MOMS), compromiso a correr (CR) y adicción a correr (RAS). Variables predictoras de la “súper-adherencia” y las motivaciones de los maratonianos*” realizada por D. Antonio Zarauz Sancho, bajo mi inmediata dirección y supervisión, y que presenta para la obtención del grado de Doctor por la Universidad de Murcia.

En San Javier (Murcia) a 5 de febrero de dos mil once.



Fdo. Dr. Francisco Ruiz Juan



# INFORME DEL COAUTOR DE LOS ARTÍCULOS

Dr. Francisco Ruiz Juan, Profesor Titular de Universidad del Área de Didáctica de la Expresión Corporal en el Departamento de Actividad Física y Deporte de la Facultad de Ciencias del Deporte de la Universidad de Murcia, doy mi conformidad para que Antonio Zarauz Sancho presente los artículos abajo reseñados, en su tesis doctoral “*Validación al español de las escalas motivaciones de los maratonianos (MOMS), compromiso a correr (CR) y adicción a correr (RAS). Variables predictoras de la “súper-adherencia” y las motivaciones de los maratonianos*”, bajo la modalidad de compendio de publicaciones, con el compromiso de no presentar estos artículos como parte de otra tesis doctoral. Del mismo modo, que el doctorando es el autor principal de la investigación presentada en los artículos que componen la tesis.

Ruiz-Juan, F. y Zarauz, A. (en prensa). Validación de la versión española de las Motivations of Marathoners Scales (MOMS). *Revista Latinoamericana de Psicología*.

Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (en prensa). Propiedades psicométricas de la versión española de la Running Addiction Scale (RAS). *The Spanish Journal of Psychology*.

Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (en prensa). “Súper-adherencia” del maratoniano; variables predictoras y diferencias de género. *Universitas Psychologica*.

En San Javier (Murcia) a 5 de febrero de dos mil once.



Fdo. Dr. Francisco Ruiz Juan











## Dedicatorias y agradecimientos

A mi Director, el Doctor Francisco Ruiz Juan, por el día a día, por las interminables horas que has empleado en pulir mi torpeza y convertirme en un investigador aceptable. Todo este tiempo he aprendido y disfrutado mucho y me ha hecho admirarte aún más si cabe como persona. Espero poder seguir disfrutando de tu amistad y compartiendo futuras investigaciones durante muchos años.

A mi gran ex-atleta y mejor amigo, el Doctor Jaime García Mayoral, por tus consejos, por ayudarme a encontrar información relevante, a traducir algún documento... y por estar ahí también desde el principio.

A mis padres, Antonio e Isabel, sin vuestro cariño, ejemplo y la educación que me habéis dado, nunca me habría planteado llegar a la meta.

A Carmen, mi otro yo, mi corazón, mi alma... mi esposa. Gracias por tu paciencia y apoyo constante. A mi hijo Toni, mi campeón, por tu lealtad. Y por último a “mi bichito”, mi hija pequeña Laura. Espero saber compensaros por todo el tiempo que os he robado.



---

<b>ÍNDICE</b>	
<b>ARTÍCULO 1</b>	
Ruiz-Juan, F. y Zarauz, A. (en prensa). Validación de la versión española de las Motivations of Marathoners Scales (MOMS). <i>Revista Latinoamericana de Psicología</i> .	15
<b>ARTÍCULO 2 (español)</b>	
Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (en prensa). Propiedades psicométricas de la versión española de la Running Addiction Scale (RAS). <i>The Spanish Journal of Psychology</i> .	37
<b>ARTÍCULO 2 (inglés)</b>	
Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (en prensa). Psychometric properties of the Spanish version of the Running Addiction Scale (RAS). <i>The Spanish Journal of Psychology</i> .	53
<b>ARTÍCULO 3</b>	
Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (en prensa). “Súper-adherencia” del maratoniano; variables predictoras y diferencias de género. <i>Universitas Psychologica</i> .	67
<b>ANEXOS</b>	
Anexo 1. Certificado aceptación <i>Revista Latinoamericana de Psicología</i> .	85
Anexo 2. Certificado aceptación <i>The Spanish Journal of Psychology</i> .	87
Anexo 3. Certificado aceptación <i>Universitas Psychologica</i> .	89
Anexo 4. Índice de Impacto de las revistas.	91



## Artículo 1.

Ruiz-Juan, F. y Zarauz, A. (en prensa). Validación de la versión española de las Motivations of Marathoners Scales (MOMS). *Revista Latinoamericana de Psicología*.

**Validación de la versión española de las *Motivations of Marathoners Scales* (MOMS)**

**Validation of the Spanish version of the *Motivations of Marathoners Scales* (MOMS)**

**RESUMEN.** A pesar de la creciente cantidad de personas que en España organizan sus vidas para poder prepararse y participar en maratones, llevando para ello un estilo de vida realmente sacrificado digno de elogio, no existen estudios específicos en español sobre los motivos que les llevan a hacerlo. En el presente trabajo instrumental nos planteamos como objetivo la validación al idioma y población española de las *Motivations of Marathoners Scales* (MOMS). Para ello, realizamos dos estudios independientes. El objetivo del primero fue presentar datos psicométricos preliminares (muestra piloto de 174 maratonianos). Expuesto el proceso de traducción, adaptación y validez de contenido de los ítems, se efectuó un análisis estadístico de éstos, exploración de la estructura dimensional y análisis de la fiabilidad del instrumento. En el segundo estudio (muestra de 975 maratonianos), el objetivo fue analizar con procedimientos confirmatorios la estructura interna del instrumento. La versión en español de las MOMS mostró niveles aceptables de consistencia interna, estabilidad temporal y correlaciones entre las escalas, lo que confirmó la validez de constructo. Se obtuvieron diferencias de género y edad. Estos hallazgos apoyan el uso de la versión en español de las MOMS para evaluar las diferencias individuales en las motivaciones para correr.

**PALABRAS CLAVE.** Motivación. Propiedades psicométricas. *Motivations of Marathoners Scales*. Estudio instrumental.

**ABSTRACT.** Despite the growing number of people who organize their lives in Spain to prepare and participate in marathons, being compelled to make many sacrifices, there are no specific studies in Spanish on the reasons that lead them to do so. The purpose of this instrumental paper was to validate in Spanish language and with a Spanish population the *Motivations of Marathoners Scales* (MOMS). To this end, we conducted two independent studies. The aim of the first was to present the first preliminary psychometric data (pilot sample of 174 marathon runners). Once completed the process of translation, adaptation and content validity of items, we conducted statistical analyses to explore the dimensional structure and determine the reliability of the instrument. In the second study (sample of 975 marathon runners), the aim was to analyze the internal structure of the instrument with confirmatory procedures. The Spanish version of the MOMS showed acceptable levels of internal consistency, temporal stability, and correlations between the subscales, confirming the construct validity. We observed differences based on gender and age. These findings support the use of the Spanish version of the MOMS to assess individual differences in motivation to run.

**KEYWORDS.** Motivation. Psychometric properties. *Motivations of Marathoners Scales*. Instrumental study.

## Introducción

Dosil hace una definición de la Motivación en el Deporte que trata de integrar a todas: “La motivación es una variable psicológica que mueve al individuo hacia la realización, orientación, mantenimiento y/o abandono de las actividades físicas/deportivas, y suele estar determinada por la asociación cognitiva que el sujeto hace de las diferentes situaciones (si es positiva, mayor motivación; si es negativa, menor motivación; si es neutra, dependerá de la construcción cognitiva que realice por la influencia del entorno y de sus propias convicciones), en función de una serie de factores (individuales, sociales, ambientales y culturales)” (Dosil, 2004, p. 129). De acuerdo con esta definición, es predecible que los motivos de práctica en los maratonianos y halterófilos, por ejemplo, no sean los mismos. Por ello, Crandall (1980) ya advertía de la necesidad de estudiar los motivos de práctica de los deportes por separado.

Es necesario constatar que de todos los deportistas, los que más sacrificio y constancia tienen, son los corredores de fondo, en general, y los maratonianos, en particular, pues para acabar su prueba necesitan un nivel de capacidad cardio respiratoria y resistencia muscular mayor que el de una persona con un entrenamiento normal y, no obstante, cada vez más personas se inscriben y terminan estas carreras, llevando un estilo de vida digno de elogio. Es lo que Masters, Ogles y Jolton (1993) llaman *súper-adherencia*, pues mientras aproximadamente la mitad de los que comienzan un programa de actividad física abandonan en los seis primeros meses, los que inician el reto de preparar un maratón, rara vez abandonan y suele formar parte de su vida durante muchos años.

Entonces, ¿qué es lo que mueve a un número creciente de personas a llevar un estilo de vida que les lleva incluso a programar sus vacaciones y las de su familia para asistir a una carrera? ¿El reto psicológico de acabar la maratón, la salud, adelgazar, los amigos, estar en forma, evadirse de preocupaciones, una combinación de muchos motivos? Como fuere, pocas personas se sacrifican como ellos. Esta es una razón por la cual diversos investigadores han estudiado esta población de deportistas.

Los pioneros fueron Carmack y Martens (1979), probablemente por el fenómeno de la espectacular popularización del *jogging* (carrera continua) en EE.UU. en la década del 70, al preguntar por las tres razones por las que empezaron a correr y por las que continuaban corriendo. Estas razones fueron clasificadas en ocho categorías generales: *salud física, salud psicológica, logro de metas, recompensas tangibles, influencias sociales, disponibilidad y motivos diversos*. Posteriormente, Clough, Shepherd y Maughan (1989) estudiaron los motivos para participar de forma recreativa en un maratón. Encontraron seis categorías generales de motivos: *bienestar, sociales, desafío, estatus, estado físico/salud y adicción*. Parece ser que el *desafío*, seguido del *estado físico/salud*, eran los principales motivos para correr.

Pero el estudio de mayor relevancia fue el de Masters et al. (1993), quienes desarrollaron un instrumento para evaluar los motivos para correr de los maratonianos de gran consistencia interna, y su validez y fiabilidad han hecho que numerosos investigadores hayan utilizado o se hayan basado en él para crear instrumentos propios: las *Motivations of Marathoners Scales (MOMS)*. Contiene 56 motivos para correr, que a su vez se agrupan en 4 categorías generales de motivos (*Motivos psicológicos, de Logro, Sociales y de Salud física*) y éstas, a su vez, en 9 categorías específicas de motivos (las escalas de: *salud general, concerniente al peso, afiliación, reconocimiento, competición, logro de meta personal, metas psicológicas, autoestima y sentido de la vida*).

Por su parte, Thorton y Scott (1995) realizaron un estudio con corredores que entrenaban más de 40 millas semanales, y encontraron que eran deportistas muy comprometidos con su actividad, siendo la *maestría*, la *competición*, la *regulación del peso*, la *preocupación por la salud y hacer ejercicio*, los motivos más importantes de la práctica. También Ogles, Masters y Richardson (1995) compararon los motivos para correr de hombres y mujeres utilizando las *MOMS*. Las mujeres señalaron, más que los hombres, la preocupación por el *peso*, *afiliación*, *autoestima*, *metas psicológicas* y *sentido de la vida*, como más importantes. En hombres encontraron dos grupos: los que señalaban sobre todo las *motivaciones de logro* (competición y logro de meta personal) y el *reconocimiento*, y los que señalaban más los *motivos de bienestar* (orientación general a la salud y preocupación por el peso).

Más adelante, Ogles y Masters (2000) hicieron un estudio comparativo entre maratonianos jóvenes y mayores, a los cuales les aplicaron las *MOMS*. Como resultado, constataron que los maratonianos mayores corrían más por motivos de *salud*, por controlar su *peso*, por *darle un sentido a su vida* y por *amistad con otros corredores*, mientras que los jóvenes lo hacían más por *orientación a la meta de logro*.

En España, cabe destacar especialmente el trabajo de López de la Llave, Pérez-Llantada y Buceta (2002), en el cual, con el objetivo de que los psicólogos del deporte ayuden a los maratonianos en las horas previas a competir, diseñaron un instrumento (que llamaron Pódium), el cual evalúa tres características relevantes del estado psicológico de los corredores populares de maratón: su *Activación*, *Motivación-confianza* y *Percepción del estado físico*.

También destaca el estudio de Llopis y Llopis (2006), en el que obtuvieron que las categorías de motivos más importantes fueron la *satisfacción que produce correr*, el *logro de una meta personal*, la *aptitud física*, la *interacción social* y el *interés por el deporte*. No son muchas las investigaciones que han estudiado a la población de maratonianos españoles, aunque si encontramos estudios en los que se investiga sobre constructos psicológicos similares o directamente relacionados con estas, como exponemos a continuación.

Cronológicamente, tenemos que Jaenes (2000), en un trabajo de grado sobre la ansiedad precompetitiva en los maratonianos españoles, también trata brevemente constructos psicológicos propios de esta población, como la adicción a correr.

Buceta, López de la Llave, Pérez-Llantada, Vallejo y Del Pino (2002) explican como realizaron una intervención psicológica en una gran muestra de maratonianos para disminuir su ansiedad, controlar pensamientos negativos y mejorar su autoconfianza en las horas previas a su carrera. Jaenes (2003), y Jaenes y Caracuel (2005) explican la preparación psicológica necesaria para afrontar un maratón. Bueno, Capdevila y Fernández-Castro (2002) exponen como el sufrimiento competitivo influye en el rendimiento de los corredores.

Buceta, López de la Llave, Pérez-Llantada, Vallejo y Del Pino (2003) estudian este estado psicológico (ansiedad somática, ansiedad cognitiva y autoconfianza), en una gran muestra de maratonianos entre las 65 y 12 horas previas a una carrera, introduciendo variables comparativas como la edad, la experiencia previa en la carrera y el nivel de marca en la misma.

Por su parte, Jaenes, Godoy y Román (2008), y Jaenes (2009), definen un cons-

tructo psicológico unidimensional, la *Personalidad Resistente (PR)*, que se refiere a una constelación de características de personalidad relacionadas con las percepciones personales de control, compromiso y desafío de los maratonianos.

Larumbe, Pérez-Llantada y López de la Llave (2009) en un estudio donde proponen un instrumento de medida de este estado psicológico previo a un maratón para corredores con experiencia previa en la prueba, relacionan el estado de autoconfianza alta de algunos corredores (debido a su buen estado de preparación física) con un alto nivel de activación, que a su vez se relaciona con una alta motivación específica y básica para competir en la carrera, por lo que disminuye la ansiedad y aumenta la probabilidad de éxito.

Las características psicométricas de las *MOMS* proceden del estudio original (Masters et al. 1993), siendo hasta la fecha la única referencia de base para juzgarlas. La estructura dimensional de la escala y su fiabilidad (ver apartado instrumento) muestran propiedades psicométricas adecuadas en ambos aspectos.

Tras esta revisión histórica sobre el tema, ante la escasez de estudios específicos sobre motivos de participación de los maratonianos, y de un instrumento de medida de los mismos en español, nos pareció lógico abordar el tema desde su raíz: Nos planteamos como objetivo analizar las propiedades psicométricas de la versión española de las *MOMS* (instrumento referente a nivel internacional) para muestras del entorno cultural español. Este proceso de validación serviría también para enriquecer los aún insuficientes datos sobre las garantías psicométricas de la versión original ya que, metodológicamente, se requiere una sucesión de análisis que no se siguen exactamente en el trabajo que origina las *MOMS*.

Por ejemplo, los autores muestran datos muy elevados de consistencia interna para cada una de las escalas, pero nada tiene que ver la consistencia con la homogeneidad, pudiendo tener escalas muy consistentes (valores calculados a través del alpha de Cronbach) y que, sin embargo, muestren un alto solapamiento con el resto de dimensiones de una misma escala. Igualmente, la diferenciación que proporciona el análisis factorial tampoco evita el solapamiento entre factores. Por tanto, si se pretende tratar a cada escala de manera independiente y proporcionar puntuaciones separadas para cada una de ellas, metodológicamente se requiere trabajar para aislar lo sustantivo de cada componente (Carretero-Dios & Pérez, 2007), lo cual demanda análisis que no aparecen en el trabajo que da origen a las *MOMS*.

Nuestro trabajo presenta los resultados de dos estudios independientes. En el primero, con una muestra piloto, una vez expuesto el proceso de traducción y adaptación de los ítems y mostrados los datos relacionados con las evidencias de validez de contenido de los mismos, se realiza un análisis estadístico de éstos, una exploración de la estructura dimensional de la prueba, y un análisis de la fiabilidad del instrumento. En el segundo estudio, con la muestra total, mediante procedimientos confirmatorios, se analiza la estructura del instrumento, a la vez que se obtienen evidencias de su validez externa. Para la elaboración de este artículo, se siguieron las directrices propuestas por Carretero-Dios y Pérez (2005, 2007) para los estudios instrumentales (Montero & León, 2007).

## **ESTUDIO 1: ESTUDIO PSICOMÉTRICO PRELIMINAR DE LAS *MOMS***

### **Método**

### *Participantes*

Participó un total de 174 corredores (163 hombres = 93.8%; 11 mujeres = 6.3%) que participaron en la maratón de Ciudad Real (26-10-08). El rango de edad estuvo entre 22 y 68 años ( $M = 41.29$ ;  $DT = 8.10$ ), siendo la edad media de los hombres 41.60 ( $DT = 8.15$ ), y la de las mujeres 36.73 ( $DT = 5.76$ ).

### *Instrumento*

*Motivations of Marathoners Scales (MOMS)* (Masters et al., 1993). El instrumento original, que contiene 56 motivos para correr, se compone de 9 escalas: *Orientación a la salud* (ítems 8, 14, 17, 26, 37 y 44), *Peso* (ítems 1, 4, 21 y 42), *Afiliación* (ítems 7, 12, 16, 24, 30 y 33), *Reconocimiento* (ítems 3, 6, 19, 45, 48 y 54), *Competición* (ítems 2, 40, 43 y 52), *Superación de metas personales* (ítems 5, 9, 22, 35, 46 y 51), *Metas psicológicas* (ítems 10, 15, 18, 28, 36, 38, 39, 47 y 50), *Autoestima* (ítems 11, 23, 29, 31, 32, 34, 53 y 56) y *Significado de la vida* (ítems 13, 20, 25, 27, 41, 49 y 55). A su vez, las nueve escalas están contenidas dentro de cuatro dimensiones o categorías generales de motivos para correr: *Motivos de salud física* (escalas de Orientación a la salud y Peso), *Motivos sociales* (escalas de Afiliación y Reconocimiento), *Motivos de logro* (escalas de Competición y Superación de metas personales) y *Motivos psicológicos* (escalas de Metas psicológicas, Autoestima y Significado de la vida). Las respuestas de los evaluados se recogen a través de una escala tipo Likert desde 1 (*no es una razón para correr*) hasta 7 (*es una razón muy importante para correr*). A mayor puntuación en una escala, se debería interpretar una mayor motivación para correr. La consistencia interna para las puntuaciones en el total del instrumento obtenidas en el estudio original fue de .87. Los valores de consistencia interna de las escalas en el estudio de Masters et al. (1993) fueron: *Orientación a la salud* (.90), *Peso* (.86), *Afiliación* (.84), *Reconocimiento* (.91), *Competición* (.83), *Superación de metas personales* (.80), *Metas psicológicas* (.93), *Autoestima* (.88) y *Significado de la vida* (.89).

### *Traducción y fases previas del proceso de adaptación de las MOMS al español*

Fue necesario asegurar la existencia de equivalencia en el proceso de traducción de los ítems. La adaptación española de las *MOMS*, se realizó atendiendo a los estándares metodológicos internacionales recomendados por la International Test Comision (ITC) para adaptar correctamente test y escalas de unas culturas a otras (Hambleton, 2005; Muñiz & Hambleton, 2000; Muñiz & Bartram, 2007). Para evitar imprecisiones, se combinaron los diseños de traducción directa e inversa de los ítems (Brislin, 1970, 1986). Según el procedimiento *parallel back-translation* (Brislin, 1986), se tradujo la escala del idioma original (inglés) a la lengua de estudio (español) por dos traductores bilingües de manera independiente. Luego, las dos traducciones fueron comparadas, se sometieron a discusión y se obtuvo una versión consensuada de cada ítem. Partiendo de esta versión, la traducción inversa (español a inglés) se llevó a cabo por otros dos traductores bilingües nativos con amplio conocimiento del idioma objetivo (español) y del idioma fuente (inglés), que no conocían la escala original. La bondad de la traducción se juzgó en función del grado de coincidencia con la versión original (Hambleton, 2005), y se realizaron las modificaciones en aquellos ítems que los resultados así lo recomendaban.

La evaluación cualitativa de ítems (*validez de contenido*) se llevó a cabo mediante el juicio de expertos (Osterlind, 1989). El juicio lo realizaron cuatro expertos: dos en construcción de escalas y dos familiarizados con el constructo a evaluar. Se les en-

tregó una tabla de especificaciones de los ítems (Calabuig & Crespo, 2009; Spaan, 2006), en la que se recogía la definición semántica del constructo a evaluar y la de sus componentes. En seguida, se les mostró el listado de ítems diseñado para evaluar los componentes, debiendo juzgar la dimensión de pertenencia de cada uno de los ítems. Posteriormente, valoraron la redacción de cada ítem y su comprensibilidad, por medio de una escala que iba desde 0 (*Muy en desacuerdo*) hasta 4 (*Muy de acuerdo*). También disponían de un apartado donde hacer observaciones generales sobre cada uno de los ítems, para que realizaran una redacción alternativa del ítem, si así lo estimaban conveniente. Todos los ítems que obtuvieron puntuaciones medias inferiores a 3 fueron revisados. Si el ítem no era clasificado por al menos 3 de los 4 jueces dentro de las dimensiones teóricas (*Orientación a la salud, Peso, Superación de metas personales, Competición, Reconocimiento, Afiliación, Meta psicológica, Significado de la vida y Autoestima*), era nuevamente revisado, analizando posibles problemas antes de proponer una redacción alternativa que recogiese la dimensión teórica de manera más clara (Nuviala, Tamayo, Iranzo & Falcón, 2008).

Para determinar mayor claridad en la formulación de los ítems, se administró la versión en español de las escalas a 24 maratonianos cuyos comentarios acerca de instrucciones y modo en que los ítems estaban redactados condujeron a cambios menores. Finalmente, se procedió a la aplicación empírica de esta última versión a una muestra de 174 maratonianos. Tras analizar los resultados psicométricos y una última revisión del equipo de investigación, se llegó a la versión final española de las *MOMS*.

### ***Procedimiento***

Se pidió permiso a la organización de la carrera mediante una carta en la que se explicaban los objetivos de la investigación y cómo se iba a realizar, la cual iba acompañada de un modelo del instrumento. El permiso fue concedido y nos facilitaron un stand para llevar a cabo la prueba. El cuestionario fue administrado por los investigadores durante la recogida de dorsales de los atletas participantes, el día previo a la carrera. Todos los sujetos fueron informados 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 con la máxima sinceridad.

### ***Análisis estadísticos de los datos***

El análisis de ítems, homogeneidad y estructura interna, análisis de correlación (coeficiente de Pearson) y consistencia interna (alpha de Cronbach), se realizaron con el SPSS 17.0.

## **Resultados**

### ***Análisis de ítems***

Se siguió un procedimiento de análisis de acuerdo con lo establecido por Carretero-Dios y Pérez (2005). En primer lugar, se llevó a cabo el análisis estadístico de los ítems de la escala, manteniendo la distribución ítem-factor observada en el instrumento original (Masters et al., 1993). Los criterios para conservar un ítem fueron varios: valor mayor o igual a .30 en el coeficiente de correlación corregido ítem-total, desviación típica mayor a 1, y corroborar que todas las opciones de respuesta habían sido usadas en algún momento (Nunnally y Bernstein, 1995). En segundo lugar, se calculó la fiabilidad de cada componente propuesto originalmente por los autores a través el índice de consistencia interna alpha de Cronbach.

Tabla 1

Media (M), desviación típica (DT), correlación ítem-total (R IT-c), alpha de cada escala teórica y la dimensión si algún ítem es eliminado ( $\alpha$  sin ítem) (n = 174)

	M	DT	R IT-c	$\alpha$ sin ítem
Escala: <i>Orientación a la salud</i> ( $\alpha_1 = .80$ )				
8 Para mejorar mi salud	5.57	1.47	.61	.76
14 Para prolongar mi vida	4.05	1.92	.58	.76
17 Para estar más físicamente en forma	5.76	1.33	.51	.78
26 Para reducir la probabilidad de padecer un infarto	3.80	1.81	.59	.76
37 Para mantenerme en forma	5.49	1.47	.46	.79
44 Para prevenir enfermedades	4.49	1.88	.61	.75
Escala: <i>Peso</i> ( $\alpha_2 = .78$ )				
1 Para ayudar a controlar mi peso	3.67	1.79	.65	.69
4 Para adelgazar	3.16	1.68	.64	.69
21 Para parecer más delgado	2.73	1.61	.61	.71
42 Para mantenerme físicamente atractivo	3.29	1.77	.44	.79
Escala: <i>Superación de metas personales</i> ( $\alpha_3 = .84$ )				
5 Para mejorar mi velocidad de carrera (rodajes)	3.78	1.80	.56	.83
9 Para competir conmigo mismo	4.95	1.89	.57	.83
22 Para intentar correr más rápido	3.68	1.90	.68	.81
35 Para mejorar mi marca actual	4.35	1.93	.69	.81
46 Para ver si puedo batir una cierta marca	3.78	1.93	.72	.80
51 Para que mi cuerpo rinda mejor que antes	4.48	1.78	.56	.83
Escala: <i>Competición</i> ( $\alpha_4 = .82$ )				
2 Para competir con otros	2.82	1.72	.46	.84
40 Para ver en qué puesto puedo quedar en las competiciones	3.14	1.79	.68	.75
43 Para conseguir mejor marca que mis amigos	2.56	1.75	.77	.71
52 Para ganar a alguien a quien nunca he ganado antes	2.40	1.68	.67	.76
Escala: <i>Reconocimiento</i> ( $\alpha_5 = .84$ )				
3 Para ganar el respeto de los compañeros	2.29	1.40	.55	.83
6 Para ganar el respeto de la gente	2.33	1.55	.55	.83
19 Para que mi familia o amigos estén orgullosos de mí	3.04	1.68	.70	.80
45 Para que la gente se fije en mí	2.28	1.40	.58	.82
48 Para conseguir reconocimiento/prestigio	2.54	1.58	.64	.81
54 Para que los demás me elogien	2.20	1.43	.70	.80
Escala: <i>Afiliación</i> ( $\alpha_6 = .84$ )				
7 Para socializar con otros corredores	4.14	1.90	.55	.83
12 Para tener algo en común con otras personas	3.46	1.84	.55	.83
16 Para conocer gente	3.98	1.84	.70	.80
24 Para participar con mi familia o amigos	3.61	1.88	.58	.82
30 Para compartir un espíritu de equipo con otros corredores	4.19	1.78	.64	.81
33 Para quedar con amigos	3.83	1.75	.70	.80
Escala: <i>Meta psicológica</i> ( $\alpha_7 = .85$ )				
10 Para disminuir mi ansiedad	3.86	1.91	.56	.83
15 Para ser menos depresivo	3.03	2.04	.55	.84
18 Para distraerme de las preocupaciones diarias	4.67	1.81	.56	.83
28 Para mejorar mi estado de ánimo	4.56	1.66	.59	.83
36 Para pasar tiempo solo y pensar/organizar mis cosas	3.50	1.79	.61	.83
38 Para concentrarme en mis pensamientos	3.88	1.74	.67	.82
39 Para resolver problemas	3.09	1.76	.69	.82
50 Para alejarme de todo	3.09	1.79	.49	.84
Escala: <i>Significado de la vida</i> ( $\alpha_8 = .86$ )				
13 Para añadir un sentido a mi vida	3.56	1.92	.56	.85
20 Para tener más propósitos en mi vida	3.76	1.79	.62	.84
25 Para sentirme realizado por completo	3.83	1.86	.72	.83
27 Para hacer mi vida más completa	4.26	1.73	.68	.83
41 Para sentir que pertenezco a la naturaleza	3.38	1.81	.64	.84
49 Para pasar un tiempo a solas con el mundo	3.13	1.82	.54	.85
55 Para sentirme en paz con el mundo	3.01	1.79	.66	.84
Escala: <i>Autoestima</i> ( $\alpha_9 = .87$ )				
11 Para mejorar mi autoestima	4.30	1.90	.60	.86
23 Para tener más confianza en mí mismo	3.86	1.89	.70	.85
29 Para mejorar mi sensación de mi propia valía	4.16	1.83	.79	.84
31 Porque es una experiencia emocional positiva	5.28	1.48	.54	.87
32 Para sentirme orgulloso de mí mismo	4.67	1.82	.76	.84
34 Para tener espíritu de superación	4.90	1.70	.63	.86
53 Para sentir que mentalmente controlo mi cuerpo	3.64	1.89	.58	.86
56 Para sentirme como un ganador	2.95	1.87	.50	.87

En la Tabla 1, los ítems de la primera escala (*Orientación a la salud*) presentan valores medios de respuesta que oscilan entre 3.80 y 5.76. En todos los casos, las *DT* son superiores a 1 ( $\alpha_1 = .80$ ).

Los descriptivos de la segunda escala (*Peso*), muestran ítems que presentan valores medios de respuesta que oscilan entre 2.73 y 4.95, las *DT* están por encima de 1. El ítem 42 presenta la correlación ítem-total (véase la Tabla 1) más baja de toda la escala, dentro de los límites aconsejables ( $r = .44$ ), pero como su eliminación no aumentaría notablemente la fiabilidad de la dimensión ( $\alpha_2 = .79$ ), se procedió a conservar el ítem para análisis posteriores.

Los ítems de la tercera escala (*Superación de metas personales*), obtuvieron puntuaciones medias entre 3.68 y 4.95 y *DT* superiores a 1 en todos los casos. La consistencia interna fue adecuada ( $\alpha_3 = .84$ ).

En la cuarta escala (*Competición*) se presentan valores medios de respuesta que oscilan entre 2.40 y 3.14 y *DT* superiores a 1. La eliminación del ítem 2 no aumentaría notablemente la fiabilidad de la dimensión ( $\alpha_4 = .84$ ), por lo que se procedió a conservar el ítem para análisis posteriores.

Ningún ítem del resto de las escalas (*Reconocimiento*, *Afiliación*, *Meta psicológica*, *Significado de la vida* y *Autoestima*) ha sido eliminado al cumplir los requisitos de tener *DT* mayor que 1, correlación ítem-total mayor de .30 y fiabilidad nunca superior a la de sus correspondientes escalas, cuyos valores  $\alpha$  oscilaron entre .84 y .87.

#### *Análisis de la homogeneidad de las escalas*

Se procedió a realizar análisis de correlación entre la puntuación de los ítems y la puntuación total en cada uno de los componentes. Los ítems muestran solapamiento entre las dimensiones teóricas, por lo que un ítem obtiene una alta correlación tanto con su dimensión de pertenencia como con las restantes (Tabla 2). Siguiendo las indicaciones realizadas por Carretero-Dios y Pérez (2005), y para tratar de configurar componentes lo más homogéneos posibles, se descartaron los ítems con una diferencia inferior a .05 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. Sin embargo, como los autores de las escalas originales plantean que existe una relación entre las dimensiones, se procedió a usar el criterio menos restrictivo de .05, que también ha sido aplicado en la creación de otros instrumentos de evaluación (Ruch, Köhler & van Thriel, 1996). Finalmente, se eliminaron 22 ítems, quedando un total de 34 ítems (4 ítems para la escala de *Orientación a la salud*, 3 ítems de la escala *Peso*, 5 ítems para la escala *Superación de metas personales*, 1 ítem en la escala *Competición*, 6 ítems para la escala *Reconocimiento*, 6 ítems en la escala *Afiliación*, 3 ítems de la escala *Meta psicológica*, 3 ítems para la escala *Significado de la vida* y 3 ítems en la escala *Autoestima*)

Tabla 2

Correlación corregida de cada ítem con la puntuación total en cada una de las escalas teóricas (n = 174)

	OS	PESO	SMP	COM	REC	AF	MPS	SV	AU
Escala: <i>Orientación a la salud</i> ( $\alpha_1 = .80$ )									
8 Para mejorar mi salud	.61	.20	.31	.10	.02	.33	.30	.24	.33
14 Para prolongar mi vida	.58	.36	.42	.41	.36	.50	.51	.51	.49
17 Para estar más físicamente en forma	.51	.03	.33	.10	.50	.28	.19	.19	.30
26 Para reducir la probabilidad de padecer un infarto	.59	.47	.36	.29	.32	.32	.46	.48	.44
37 Para mantenerme en forma	.46	.11	.32	.08	.47	.21	.29	.26	.37
44 Para prevenir enfermedades	.61	.39	.28	.19	.20	.37	.38	.38	.45
Escala: <i>Peso</i> ( $\alpha_2 = .78$ )									
1 Para ayudar a controlar mi peso	.37	.65	.12	.19	.25	.22	.30	.22	.26
4 Para adelgazar	.19	.64	.10	.12	.28	.21	.23	.23	.20
21 Para parecer más delgado	.26	.61	.26	.38	.53	.29	.48	.45	.46
42 Para mantenerme físicamente atractivo	.39	.44	.37	.56	.58	.28	.44	.52	.50
Escala: <i>Superación de metas personales</i> ( $\alpha_3 = .84$ )									
5 Para mejorar mi velocidad de carrera (rodajes)	.34	.27	.56	.43	.32	.33	.31	.30	.33
9 Para competir conmigo mismo	.34	.13	.57	.44	.35	.20	.37	.36	.55
22 Para intentar correr más rápido	.34	.31	.68	.61	.46	.35	.44	.49	.47
35 Para mejorar mi marca actual	.32	.15	.69	.49	.35	.31	.31	.35	.47
46 Para ver si puedo batir una cierta marca	.29	.09	.72	.56	.42	.15	.28	.34	.43
51 Para que mi cuerpo rinda mejor que antes	.53	.30	.56	.36	.28	.19	.43	.50	.56
Escala: <i>Competición</i> ( $\alpha_4 = .82$ )									
2 Para competir con otros	.26	.23	.41	.46	.40	.38	.27	.29	.25
40 Para ver en qué puesto puedo quedar en las competiciones	.35	.33	.65	.68	.55	.33	.47	.52	.51
43 Para conseguir mejor marca que mis amigos	.20	.45	.51	.77	.78	.31	.38	.45	.41
52 Para ganar a alguien a quien nunca he ganado antes	.13	.29	.44	.67	.67	.22	.32	.35	.35
Escala: <i>Reconocimiento</i> ( $\alpha_5 = .84$ )									
3 Para ganar el respeto de los compañeros	.17	.46	.33	.49	.55	.38	.35	.39	.35
6 Para ganar el respeto de la gente	.14	.32	.36	.49	.55	.40	.35	.45	.36
19 Para que mi familia o amigos estén orgullosos de mí	.31	.46	.47	.45	.70	.52	.55	.61	.63
45 Para que la gente se fije en mí	.13	.38	.35	.52	.58	.21	.36	.35	.34
48 Para conseguir reconocimiento/prestigio	.16	.40	.39	.58	.64	.22	.41	.44	.46
54 Para que los demás me elogien	.09	.39	.32	.63	.70	.23	.38	.42	.35
Escala: <i>Afiliación</i> ( $\alpha_6 = .84$ )									
7 Para socializar con otros corredores	.29	.14	.23	.26	.27	.55	.23	.26	.23
12 Para tener algo en común con otras personas	.36	.29	.26	.28	.41	.55	.49	.48	.46
16 Para conocer gente	.41	.26	.27	.36	.39	.70	.42	.45	.37
24 Para participar con mi familia o amigos	.42	.31	.32	.30	.32	.58	.40	.50	.39
30 Para compartir un espíritu de equipo con otros corredores	.39	.26	.28	.29	.29	.64	.44	.45	.49
33 Para quedar con amigos	.32	.18	.16	.22	.25	.70	.43	.43	.32
Escala: <i>Meta psicológica</i> ( $\alpha_7 = .85$ )									
10 Para disminuir mi ansiedad	.34	.35	.27	.30	.32	.40	.56	.46	.53
15 Para ser menos depresivo	.33	.35	.30	.34	.53	.43	.55	.60	.53
18 Para distraerme de las preocupaciones diarias	.48	.24	.28	.25	.28	.41	.56	.52	.54
28 Para mejorar mi estado de ánimo	.47	.34	.31	.21	.33	.42	.59	.66	.68
36 Para pasar tiempo solo y pensar/organizar mis cosas	.35	.31	.32	.30	.30	.32	.61	.55	.40
38 Para concentrarme en mis pensamientos	.43	.31	.36	.31	.32	.37	.67	.61	.48
39 Para resolver problemas	.37	.39	.36	.41	.48	.41	0.69	.64	.55
50 Para alejarme de todo	.23	.31	.45	.40	.36	.29	.49	.55	.48
Escala: <i>Significado de la vida</i> ( $\alpha_8 = .86$ )									
13 Para añadir un sentido a mi vida	.36	.20	.27	.29	.38	.52	.50	.56	.51
20 Para tener más propósitos en mi vida	.41	.33	.42	.33	.42	.47	.55	.62	.56
25 Para sentirme realizado por completo	.46	.33	.47	.40	.47	.43	.62	.72	.66
27 Para hacer mi vida más completa	.55	.29	.30	.18	.28	.47	.61	.68	.62
41 Para sentir que pertenezco a la naturaleza	.37	.44	.41	.47	.45	.46	.69	.64	.58
49 Para pasar un tiempo a solas con el mundo	.31	.40	.40	.43	.45	.31	.66	.54	.48
55 Para sentirme en paz con el mundo	.30	.38	.42	.49	.59	.38	.65	.66	.59
Escala: <i>Autoestima</i> ( $\alpha_9 = .87$ )									
11 Para mejorar mi autoestima	.40	.36	.34	.20	.32	.36	.57	.55	.60
23 Para tener más confianza en mí mismo	.46	.38	.54	.44	.52	.41	.63	.73	.70
29 Para mejorar mi sensación de mi propia valía	.51	.48	.48	.39	.52	.46	.70	.74	.79
31 Porque es una experiencia emocional positiva	.49	.24	.34	.13	.16	.38	.40	.42	.54
32 Para sentirme orgulloso de mí mismo	.43	.32	.50	.31	.35	.37	.53	.59	.76
34 Para tener espíritu de superación	.42	.19	.49	.29	.28	.32	.50	.48	.63
53 Para sentir que mentalmente controlo mi cuerpo	.49	.36	.47	.42	.43	.33	.59	.67	.58
56 Para sentirme como un ganador	.24	.31	.48	.54	.59	.30	.47	.56	.50

Nota: leyenda superior de la tabla; OS: Orientación a la salud; PE: Peso; SMP: Superación de metas personales; COM: Competición; REC: Reconocimiento; AF: Afiliación; MPS: Meta psicológica; SV: Significado de la vida; AU: Autoestima.

*Análisis de la estructura interna*

Los índices de asimetría y curtosis son próximos al valor cero y  $< 2.0$ , como recomiendan Bollen y Long (1994). Para conocer la estructura factorial empírica de la versión española de las *MOMS*, se realizó un análisis factorial exploratorio sobre los 34 ítems seleccionados, por el método de extracción de componentes principales y posterior rotación *Varimax*, considerando valores propios mayores a 1, suprimiendo valores absolutos a  $.50$  (Tabla 3). Antes de realizar el análisis, se calculó la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y el test de esfericidad de Bartlett. El índice KMO mostró un valor de  $.86$  y el test de Bartlett resultó estadísticamente significativo ( $\chi^2_{561} = 3487.393$ ;  $p < .001$ ), lo que permitió concluir que la aplicación del análisis factorial era pertinente.

Tabla 3

*Estructura factorial rotada, communalidades, autovalores, alpha de Cronbach y porcentaje de varianza explicada por cada factor de las MOMS (n = 174).*

Factor	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	$h^2$
48 Para conseguir reconocimiento/prestigio	.84							.80
54 Para que los demás me elogien	.81							.76
45 Para que la gente se fije en mí	.78							.74
6 Para ganar el respeto de la gente	.75							.61
19 Para que mi familia o amigos estén orgullosos de mí	.68							.64
3 Para ganar el respeto de los compañeros	.61							.63
33 Para quedar con amigos		.79						.71
16 Para conocer gente		.76						.69
7 Para socializar con otros corredores		.73						.63
30 Para compartir un espíritu de equipo con otros corredores		.64						.58
12 Para tener algo en común con otras personas		.59						.52
24 Para participar con mi familia o amigos		.54						.51
35 Para mejorar mi marca actual			.75					.69
46 Para ver si puedo batir una cierta marca			.74					.72
5 Para mejorar mi velocidad de carrera (rodajes)			.74					.81
22 Para intentar correr más rápido			.68					.66
9 Para competir conmigo mismo			.56					.59
2 Para competir con otros			.51					.53
32 Para sentirme orgulloso de mí mismo				.75				.75
31 Porque es una experiencia emocional positiva				.70				.62
34 Para tener espíritu de superación				.67				.57
27 Para hacer mi vida más completa				.60				.65
25 Para sentirme realizado por completo				.59				.63
20 Para tener más propósitos en mi vida				.57				.57
8 Para mejorar mi salud					.74			.67
44 Para prevenir enfermedades					.71			.66
26 Para reducir la probabilidad de padecer un infarto					.59			.60
14 Para prolongar mi vida					.50			.62
36 Para pasar tiempo solo y pensar/organizar mis cosas						.82		.74
39 Para resolver problemas						.73		.73
38 Para concentrarme en mis pensamientos						.70		.63
4 Para adelgazar							.88	.81
1 Para ayudar a controlar mi peso							.77	.79
21 Para parecer más delgado							.62	.67
% Varianza explicada	31.73	8.54	7.07	6.07	5.39	3.99	3.56	66.35
Autovalor	10.79	2.90	2.40	2.06	1.83	1.35	1.21	
Alpha de Cronbach	.89	.87	.85	.84	.82	.84	.85	

Nota: Los ítems son listados en orden decreciente según su saturación en el factor 1. Se incluyen valores de saturaciones  $> .50$ .

F1=Reconocimiento. F2=Afiliación. F3=Superación de metas personales y Competición. F4=Significado de la vida y Autoestima. F5=Orientación a la salud. F6=Meta psicológica. F7= Peso

Considerando los resultados del análisis factorial, se opta por retener como estructura dimensional del instrumento a los siete factores, dos menos que la propuesta teórica de los autores originales de la prueba, pero que se ajustan al constructo teórico

propuesto. En efecto, las escalas iniciales de *Superación de metas personales* y *Competición* se encuentran dentro de un mismo factor (F3), pero hay que recordar que ambas pertenecen a la categoría general inicial de *Motivaciones de logro*. Igualmente, el cuarto factor (F4) recoge las escalas de *Significado de la vida* y *Autoestima*, formando parte ambas de la categoría general inicial de *Motivaciones psicológicas*.

La versión española final de la escala queda compuesta por siete factores con un total de 34 ítems (Tabla 5) que se refieren a las escalas: *Orientación a la salud* (ítems 8, 11, 19 y 30), *Peso* (ítems 1, 4 y 15), *Superación de metas personales y Competición* (ítems 2, 5, 9, 16, 26 y 32), *Reconocimiento* (ítems 3, 6, 13, 31, 33 y 34), *Afiliación* (ítems 7, 10, 12, 17, 21 y 24), *Meta psicológica* (ítems 27, 29 y 28) y *Significado de la vida y Autoestima* (ítems 14, 18, 20, 22, 23 y 25). Las respuestas se recogen con una escala tipo Likert desde 1 (*no es una razón para correr*) hasta 7 (*es una razón muy importante para correr*). El análisis de correlación evidencia que las siete dimensiones están significativamente correlacionadas entre sí (Tabla 4).

Tabla 4

Correlaciones entre las siete escalas de las MOMS y consistencia interna (en la diagonal) (n = 174)

	1	2	3	4	5	6	7
1 <i>Orientación a la salud</i>	(.89)	.40(**)	.40(**)	.30(**)	.50(**)	.47(**)	.56(**)
2 <i>Peso</i>		(.87)	.29(**)	.41(**)	.28(**)	.32(**)	.28(**)
3 <i>Superación de metas personales y Competición</i>			(.85)	.53(**)	.39(**)	.37(**)	.49(**)
4 <i>Reconocimiento</i>				(.84)	.43(**)	.43(**)	.43(**)
5 <i>Afiliación</i>					(.82)	.43(**)	.53(**)
6 <i>Meta psicológica</i>						(.84)	.54(**)
7 <i>Significado de la vida y Autoestima</i>							(.85)

(\*\*) La correlación es significativa al nivel .01.

## ESTUDIO 2: ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO, VALIDEZ DE CONSTRUCTO, CONSISTENCIA INTERNA Y ESTABILIDAD TEMPORAL

El objetivo de este estudio es aportar evidencias sobre la dimensionalidad de las MOMS en una muestra de maratonianos aplicando procedimientos confirmatorios de análisis. Llevamos a cabo un análisis de las propiedades psicométricas de la versión española de las MOMS que concretamos en cinco objetivos: (a) examinar su estructura factorial en una muestra de maratonianos a través del análisis factorial confirmatorio, (b) evaluar su validez de constructo a partir de las correlaciones entre las siete escalas, (c) evaluar la consistencia interna de sus siete factores, (d) verificar la estabilidad temporal de las escalas, y (e) evaluar las diferencias de género y edad a partir de las medias obtenidas en cada una de las escalas de las MOMS.

### Método

#### Participantes

Las MOMS se administraron a 975 maratonianos que corrieron las maratones de San Sebastián (30-11-08), Sevilla (22-02-09) y Barcelona (01-03-09). La muestra estaba compuesta por 915 hombres (93.8%) y 60 mujeres (6.2%), con un rango de edad de 17 a 71 años (total muestral:  $M = 39.67$ ;  $DT = 8.53$ ; hombres:  $M = 39.66$ ;  $DT = 8.61$ ; mujeres:  $M = 39.88$ ;  $DT = 7.39$ ).

Para evaluar la estabilidad temporal de las MOMS fueron seleccionados aleatoriamente 30 corredores (10 de cada maratón), entre aquellos que nos habían facilitado su e-mail, enviándoles el cuestionario nueve semanas después. Respondieron 21 maratonianos (19 hombres, 2 mujeres), con media de edad de 44.2 años ( $DT = 10.05$ ), que completaron nuevamente la RAS.

### Instrumentos

Se administró la versión española de las *Motivations of Marathoners Scales (MOMS)*, derivada del Estudio 1 (Tabla 5), y se recogieron datos sociodemográficos, como género y edad.

Tabla 5

Media (*M*), desviación típica (*DT*), correlación ítem-total (*R IT-c*),  $\alpha$  de cada escala teórica y la dimensión si algún ítem es eliminado ( $\alpha$  sin ítem), asimetría y curtosis ( $n = 975$ )

	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>R IT-c</i>	$\alpha$ sin ítem	Asimetría	Curtosis
<i>Orientación a la salud</i> ( $\alpha_1 = .80$ )						
8 Para mejorar mi salud	5.81	1.31	.45	.82	-1.29	1.77
30 Para prolongar mi vida	4.26	1.93	.67	.72	-.27	-1.02
19 Para reducir la probabilidad de padecer un infarto	4.03	1.91	.67	.72	-.10	-1.06
14 Para prevenir enfermedades	4.60	1.79	.69	.71	-.45	-.65
<i>Peso</i> ( $\alpha_2 = .83$ )						
1 Para ayudar a controlar mi peso	4.23	1.88	.68	.77	-.26	-.97
4 Para adelgazar	3.48	1.88	.76	.69	.19	-1.06
15 Para parecer más delgado	3.26	1.88	.63	.82	.32	-1.04
<i>Superación de metas personales y Competición</i> ( $\alpha_3 = .84$ )						
2 Para competir con otros	3.26	1.84	.50	.84	.43	-.86
5 Para mejorar mi velocidad de carrera (rodajes)	4.07	1.85	.65	.81	-.13	-.99
9 Para competir conmigo mismo	5.58	1.56	.47	.84	-1.17	.84
16 Para intentar correr más rápido	4.33	1.83	.72	.79	-.30	-.90
26 Para mejorar mi marca actual	4.71	1.89	.69	.80	-.55	-.74
32 Para ver si puedo batir una cierta marca	4.12	2.03	.68	.80	-.20	-1.19
<i>Reconocimiento</i> ( $\alpha_4 = .90$ )						
3 Para ganar el respeto de los compañeros	2.54	1.64	.67	.89	.91	-.10
6 Para ganar el respeto de la gente	2.46	1.59	.72	.88	.98	.13
19 Para que mi familia o amigos estén orgullosos de mí	3.19	1.87	.64	.89	.48	-.83
31 Para que la gente se fije en mí	2.67	1.75	.75	.87	.82	-.34
33 Para conseguir reconocimiento/prestigio	2.73	1.80	.81	.87	.80	-.41
34 Para que los demás me elogien	2.50	1.74	.77	.87	1.04	.09
<i>Afiliación</i> ( $\alpha_5 = .84$ )						
7 Para socializar con otros corredores	3.81	1.97	.69	.80	.05	-1.17
10 Para tener algo en común con otras personas	3.50	1.90	.63	.81	.25	-1.00
12 Para conocer gente	3.89	1.99	.70	.79	.05	-1.16
17 Para participar con mi familia o amigos	3.66	1.96	.61	.81	.14	-1.16
21 Para compartir un espíritu de equipo con otros corredores	4.11	1.91	.71	.79	-.15	-1.06
26 Para mejorar mi marca actual	4.71	1.89	.50	.84	-.55	-.74
<i>Meta psicológica</i> ( $\alpha_6 = .83$ )						
27 Para pasar tiempo solo y pensar/organizar mis cosas	4.29	1.83	.68	.79	-.29	-.88
28 Para concentrarme en mis pensamientos	4.68	1.74	.73	.73	-.52	-.54
29 Para resolver problemas	3.77	1.91	.68	.79	.00	-1.13
<i>Significado de la vida y Autoestima</i> ( $\alpha_7 = .84$ )						
14 Para tener más propósitos en mi vida	4.07	1.91	.62	.82	-.12	-1.04
18 Para sentirme realizado por completo	4.13	1.88	.65	.81	-.18	-1.04
20 Para hacer mi vida más completa	4.66	1.74	.69	.80	-.48	-.58
22 Porque es una experiencia emocional positiva	5.38	1.47	.58	.82	-.91	.53
23 Para sentirme orgulloso de mí mismo	4.99	1.73	.66	.81	-.74	-.20
25 Para tener espíritu de superación	5.23	1.56	.55	.83	-.91	.35

### Procedimiento

Se utilizó el mismo procedimiento del Estudio 1 (permiso a la organización, administración del cuestionario el día previo a la carrera, información sobre voluntariedad, confidencialidad, no había respuestas correctas o incorrectas y que contestaran con sinceridad).

### Análisis estadísticos

Para evaluar la estructura factorial de las *MOMS*, se realizó un análisis factorial

confirmatorio con el AMOS 7.0. Los análisis de ítems, homogeneidad y estructura interna, correlación (coeficiente de Pearson), consistencia interna (alpha de Cronbach), estabilidad temporal (correlación test-retest y media) de las siete escalas, para determinar las diferencias de género y edad se realizaron con el SPSS 17.0.

## Resultados

### *Descripción inicial de los datos*

En la Tabla 5 se muestran los estadísticos descriptivos de los 34 ítems de las *MOMS* (media, desviación típica, correlación ítem-total, alpha de cada escala teórica y la dimensión si algún ítem es eliminado, asimetría y curtosis). En general, los índices de asimetría y curtosis son próximos a cero y están por debajo de 2.0, como recomiendan Bollen y Long (1994). Estos resultados aconsejan y permiten utilizar la estimación de máxima verosimilitud en el AFC, ya que es poco sensible al incumplimiento del supuesto de normalidad multivariada (West, Finch & Curran, 1995).

Se llevó a cabo el análisis estadístico de los ítems de la escala con el fin de confirmar los resultados del Estudio 1. Para ello, se mantuvo la distribución ítem-factor del Estudio 1. Los datos descriptivos (media, desviación típica y rango de respuestas) fueron similares a los encontrados en el Estudio 1. Los índices de correlación ítem-total corregidos resultaron adecuados para todas las escalas (Tabla 5), así como la correlación entre la puntuación de los ítems y la puntuación total en las siete escalas.

### *Análisis factorial confirmatorio*

Se aplicaron modelos de ecuaciones estructurales para, desde una perspectiva confirmatoria, estudiar si la dimensionalización propuesta teóricamente por Masters et al. (1993) se ajusta a los datos resultantes con la muestra empleada. La estructura factorial de las *MOMS* fue evaluada con un AFC a través del AMOS 7.0 (Figura 1), utilizando la estimación de máxima verosimilitud, recurriendo a la técnica “*bootstrapping*” (para hallar una distribución normal de los datos) y al procedimiento de Máxima Similitud (*ML*), uno de los procedimientos de estimación de modelos de ecuaciones estructurales que asume una distribución normal de los datos y una escala continua de ellos (West et al., 1995), ya que el coeficiente de Mardia (3.38), mayor de 2, indica falta de normalidad multivariada en los datos, con lo que se violaba una de las reglas básicas del AFC.

Lo más adecuado para aceptar o rechazar un modelo es emplear una combinación de varios índices (Bentler, 1995). 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, que prueba el modelo nulo frente al modelo hipotetizado. La *ratio* entre chi cuadrado y los grados de libertad ( $\chi^2/gl$ ) es un heurístico que se utiliza para reducir la sensibilidad del  $\chi^2$  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 considerarán como indicadores de muy buen ajuste del modelo, mientras que valores por debajo de 5.0 son considerados aceptables (Hu & Bentler, 1999). Sin embargo, estos índices están afectados por el tamaño de la muestra, por lo que utilizamos el índice *SRMR* (*raíz cuadrática media de residuales*), que minimiza este problema, en el que valores de .06 o menores indican un excelente ajuste, y valores de .08 o menores indican un buen ajuste (Hu & Bentler, 1999). Igualmente, el *GFI* (*índice de ajuste comparativo*), que indica la cantidad relativa de varianza y covarianza reproducida por el modelo específico, comparada con el modelo saturado, y cuyo valor debe ser igual o superior a .90 para considerar mínimamente aceptable el ajuste de un modelo.

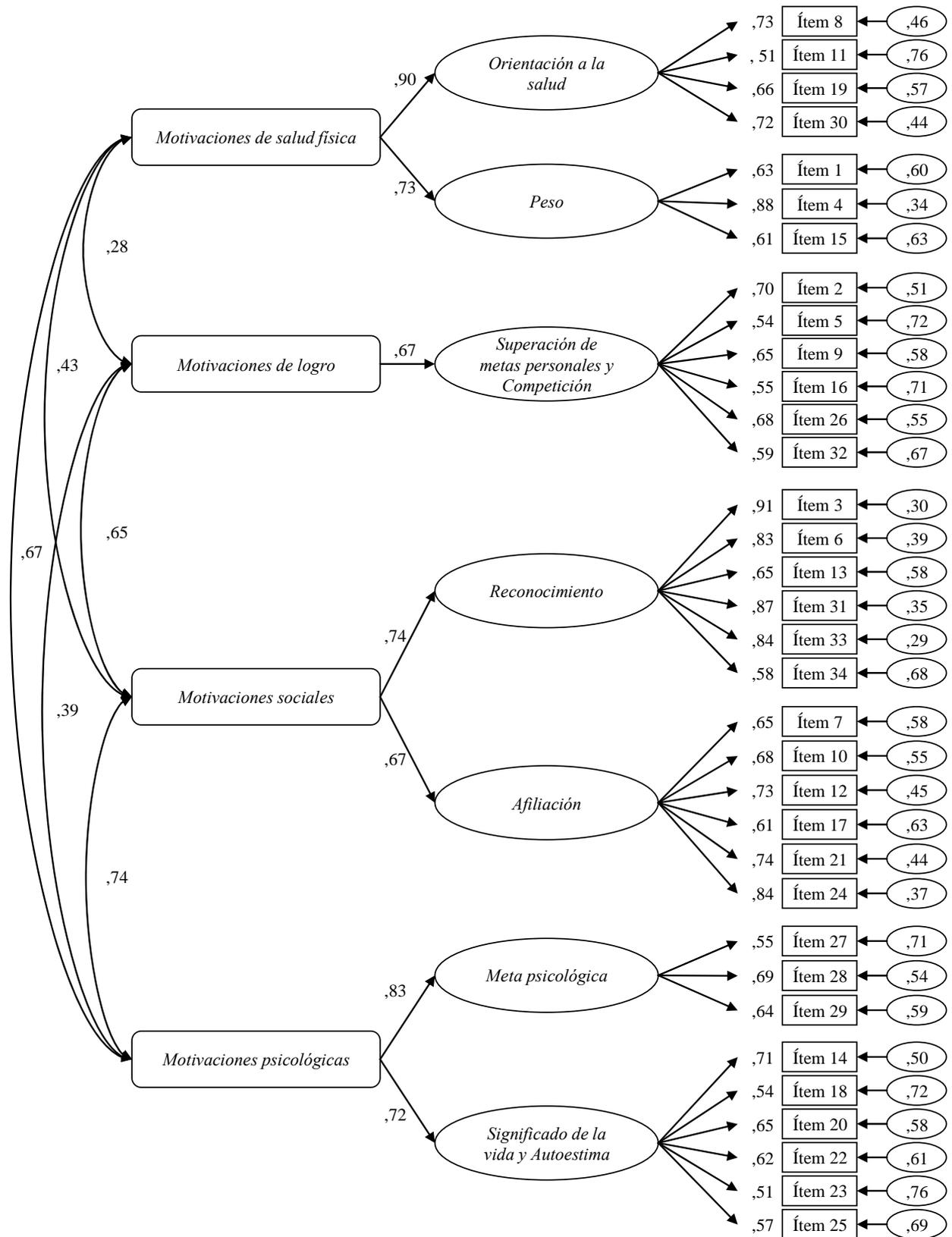


Figura 1. Pat Diagram del análisis factorial confirmatorio, con pesos estandarizados y errores de medición de cada uno de los ítems de la versión española de las MOMS.

De los índices relativos, fue seleccionado el *IFI* (índice de ajuste incremental) porque es más consistente que otros estimadores e indica mejoras en el ajuste del modelo por grados de libertad en comparación con la línea base del modelo independiente y el *CFI* (*índice de ajuste comparativo*), 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* (*índice de Tucker Lewis*). Los índices incrementales (*CFI* y *TLI*) comparan el modelo hipotetizado y el modelo nulo y no se ven afectados por el tamaño de la muestra, considerándose sus valores aceptables si son superiores a 0,85 (Shumacker y Lomax, 1996) aunque lo ideal sea obtener valores iguales o superiores a 0,90 para considerar mínimamente aceptable el ajuste de un modelo y 0,95 señalarían un ajuste excelente (Kline, 1998).

Por otra parte, Browne y Cudeck (1993) recomiendan utilizar el *RMSEA* (*error cuadrático medio de aproximación*) como un índice que proporciona una medida de discrepancia por grado de libertad y, según Jöreskog y Sörbom (1993), indica que el modelo basado en la muestra utilizada representa excelentemente a la población cuando su valor es menor o igual que 0,05, considerándose un ajuste aceptable cuando es inferior a 0,08.

El modelo presentan valores correctos que permiten determinar una aceptable bondad de ajuste del modelo original ya que los resultados obtenidos fueron:  $\chi^2_{(506)}=1584,677$ ;  $p<0,001$ ;  $\chi^2/gl =3,13$ ;  $GFI=0,89$ ;  $IFI=0,91$ ;  $CFI=0,91$ ;  $TLI=0,90$ ;  $SRMR=0,06$ ;  $RMSEA=0,07$ .

### ***Análisis de fiabilidad de las escalas de las MOMS***

La consistencia interna de las siete escalas fue evaluada con el alfa de Cronbach (véase la Tabla 6). Los valores se situaron entre 0,80 (*Orientación a la salud*) y 0,90 (*Reconocimiento*).

La estabilidad temporal se evaluó en una muestra de 21 maratonianos que completaron las *MOMS* en dos ocasiones, con un intervalo de nueve semanas. Los resultados del pretest oscilaron entre 0,83 y 0,89 y los resultados del postest entre 0,83 y 0,92, situándose los valores de la correlación test-retest entre 0,81 y 0,91 (véase la Tabla 6).

Tabla 6  
*Consistencia interna y correlaciones test-retest de las siete escalas de las MOMS*

Escalas	Alfa muestra (n= 975)	Alfa pretest (n= 21)	Alfa postest (n= 21)	Correlaciones test-retest (n= 21)
<i>Orientación a la salud</i>	.80	.85	.88	.83
<i>Peso</i>	.83	.83	.87	.81
<i>Superación de metas personales y competición</i>	.84	.89	.92	.87
<i>Reconocimiento</i>	.90	.89	.92	.91
<i>Afiliación</i>	.84	.88	.83	.87
<i>Meta psicológica</i>	.83	.87	.87	.81
<i>Significado de la vida y autoestima</i>	.84	.85	.83	.82

### ***Correlaciones entre las escalas de las MOMS***

Se analizaron las correlaciones entre las siete escalas de las *MOMS* a través del coeficiente de Pearson para evaluar la validez de constructo de la escala, y para probar la presencia de formas específicas de asociación. Los resultados indican que entre las escalas las correlaciones son positivas y moderadas (Tabla 7).

**Tabla 7.** Correlaciones entre las siete escalas de las *MOMS* y consistencia interna (en la diagonal) ( $n = 975$ ).

	1	2	3	4	5	6	7
1 Orientación a la salud	(.80)	.45(**)	.33(**)	.35(**)	.46(**)	.46(**)	.57(**)
2 Peso		(.83)	.27(**)	.47(**)	.29(**)	.30(**)	.29(**)
3 Superación de metas personales y Competición			(.84)	.48(**)	.63(**)	.30(**)	.49(**)
4 Reconocimiento				(.90)	.58(**)	.42(**)	.40(**)
5 Afiliación					(.84)	.40(**)	.62(**)
6 Meta psicológica						(.83)	.55(**)
7 Significado de la vida y Autoestima							(.84)

(\*\*) La correlación es significativa al nivel .01.

### Diferencias de género y edad

Se realizó un análisis para estimar las diferencias de género y edad, en función de las puntuaciones medias, en las siete escalas mediante el *t-test*, teniendo en cuenta el *test de Levene* para estimar la igualdad de las varianzas con un nivel de significación de  $p < .01$ . Los resultados muestran que los hombres puntúan más alto que las mujeres en la escala *Reconocimiento*, y que las mujeres alcanzan puntuaciones más altas que los hombres en la escala *Significado de la vida y Autoestima* (Tabla 8). En las escalas: *Superación de metas personales y Competición*, *Reconocimiento*, *Afiliación*, *Meta psicológica* y *Significado de la vida y Autoestima*, a medida que la edad aumenta disminuyen los valores; es decir, los más jóvenes alcanzan puntuaciones más elevadas que los mayores.

Tabla 8

Medias (*M*), desviaciones típicas (*DT*) y significatividad (*p* valor) de las escalas de las *MOMS*, según el género y grupos de edad ( $n = 975$ )

Escalas	Varón		Mujer		<i>p</i>	17-35 años		36-40 años		41-45 años		46-50 años		Más 50 años		<i>p</i>
	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>		<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	
Orientación a la salud	4.67	1.39	4.65	1.41	NS	4.61	1.45	4.62	1.44	4.74	1.26	4.64	1.32	4.81	1.40	NS
Peso	3.66	1.63	3.56	1.65	NS	3.66	1.66	3.61	1.64	3.67	1.54	3.79	1.58	3.54	1.71	NS
Superación de metas personales y Competición	4.35	1.37	4.22	1.47	NS	4.70	1.27	4.54	1.28	4.30	1.36	3.92	1.36	3.74	1.48	(**)
Reconocimiento	2.71	1.42	2.23	1.27	(**)	2.90	1.46	2.63	1.42	2.61	1.37	2.53	1.34	2.55	1.452	(*)
Afiliación	3.97	1.38	4.12	1.49	NS	4.19	1.35	4.06	1.34	3.86	1.40	3.84	1.36	3.71	1.494	(**)
Meta psicológica	4.23	1.57	4.37	1.77	NS	4.43	1.58	4.23	1.62	4.33	1.40	4.12	1.62	3.895	1.69	(*)
Significado de la vida y Autoestima	4.72	1.29	5.03	1.32	(*)	4.91	1.27	4.77	1.25	4.73	1.33	4.54	1.33	4.54	1.32	(*)

NS: No significativo; (\*)  $p < .01$ ; (\*\*)  $p < .001$ .

### Discusión y conclusiones

Desde la década del 70, numerosos investigadores internacionales han tratado los motivos de práctica de la población de deportistas maratonianos (Carmack & Martens, 1979; Clough et al., 1989; Llopis & Llopis, 2006; Masters et al., 1993; Ogles et al., 1995; Ogles & Masters, 2000; Thornton & Scott, 1995). Aunque para los investigadores del campo de la psicología o de la actividad física sea de indudable relevancia el estudio de los motivos de práctica de esta población en particular, destaca que en el idioma y contexto español haya ausencia de investigaciones al respecto y de instrumentos de medida específicos, hecho que justifica la necesidad de este estudio. Por ello el objetivo propuesto en el presente trabajo instrumental pasó por validar, al idioma y al contexto español, el instrumento de medida de referencia de los motivos para correr maratón: las *Motivations of Marathoners Scales (MOMS)* de Masters et al. (1993).

Es importante destacar que los datos sobre las garantías psicométricas de la versión original son insuficientes para alcanzar la estructura teórica de la escala original, y que ésta ha sido aceptada como tal. Para nuestro estudio, hemos seguido las normas de referencia explicadas por Carretero-Dios y Pérez (2005, 2007) para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. Procediendo de esta manera, 22 ítems originales que no alcanzaron niveles adecuados de consistencia y homogeneidad tuvieron que ser eliminados. Por otro lado, dos escalas iniciales que pertenecían a una misma categoría general de motivos se han fundido en una (*Superación de metas personales y Competición*). Con otras dos más sucedió lo mismo (*Significado de la vida y Autoestima*), por sus valores adecuados de consistencia interna y validez de constructo. Mientras que en el estudio original los autores dieron 56 motivos para correr contenidos en 9 escalas, en el nuestro quedaron 34 ítems contenidos en 7 escalas de gran concordancia con las del estudio original (Figura 1).

Respecto a las aplicaciones, encontramos diferencias significativas en los motivos de práctica por género (los hombres puntúan más alto en la escala *Reconocimiento*, y las mujeres en la escala *Significado de la vida y Autoestima*) y edad (en 5 de las escalas: *Superación de metas personales y Competición*, *Reconocimiento*, *Afiliación*, *Meta psicológica* y *Significado de la vida y Autoestima*; los más jóvenes alcanzan puntuaciones más elevadas que los mayores).

Para investigaciones futuras queda abierto un vasto campo de investigación para estudiar las motivaciones de los maratonianos con otras variables comparativas de interés: ansiedad cognitiva y ansiedad somática, autoconfianza, percepción del estado físico, activación, expectativas de éxito, etc., como sugiere la literatura consultada.

Podemos concluir que validamos un instrumento de gran relevancia en español que viene a llenar el vacío de conocimiento en el campo de la investigación de los motivos de práctica deportiva y que es un instrumento fiable (*MOMS-34*). Aun así, es importante realizar más estudios con diferentes muestras y procedencias para obtener nuevas evidencias de su validez.

## Referencias

- Bentler, P.M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Encino, C.A: Multivariate Software.
- Bollen, K.A. & Long, J. (1994). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- 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. Lonner y J. Berry (Eds.), *Field methods in cross-cultural research* (pp. 137-164). Beverly Hills, CA: Sage.
- Browne, M. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. Bollen y J. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Thousand Oaks: Sage.

- Buceta, J.M., López de la Llave, A., Pérez-Llantada, M.C., Vallejo, M. & Del Pino, M.D. (2002). Intervención psicológica con corredores de maratón: características y valoración del programa aplicado en el maratón de Madrid. *Revista de Psicología del Deporte*, 11(1), 83-109.
- Buceta, J.M., López de la Llave, A., Pérez-Llantada, M.C., Vallejo, M. & Del Pino, M.D. (2003). Estado psicológico de los corredores populares de maratón en los días anteriores a la prueba. *Psicothema*, 15(2), 273-277.
- Bueno, J., Capdevila, L. & Fernández-Castro, J. (2002). Sufrimiento competitivo y rendimiento en deportes de resistencia. *Revista de Psicología del Deporte*, 11(2), 209-226.
- Calabuig, F. & Crespo, J. (2009). Uso del método Delphi para la elaboración de una medida de la calidad percibida de los espectadores de eventos deportivos. *Retos*, 16, 21-25.
- Carmack, M.A. & Martens, R. (1979). Measuring commitment to running: A survey of runner's attitudes and mental status. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 1, 25-42.
- Carretero-Dios, H. & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- Carretero-Dios, H. & Pérez, C. (2007). Standards for the development and the review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Clough, P., Shepherd, J. & Maughan, R. (1989). Motives for Participation in Recreational Running. *Journal of Leisure Research*, 21, 297-309.
- Crandall, R.J. (1980). Motivations for leisure. *Journal of Leisure Research*, 12, 45-54.
- Dosil, J. (2004). Motivación: "motor" del deporte. *Psicología de la actividad física y el deporte* (pp. 127-153). Madrid: Mc Graw Hill.
- Hambleton, R.K. (2005). Issues, designs and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. En R.K. Hambleton, P.F. Merenda & S.D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Hoyle, R.H. (1995). *Structural equation modelling: Concepts, issues, and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L. & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.
- 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). New York: Academic Press.
- Jaenes, J.C. (2000). *Estado emocional y conducta deportiva: Ansiedad competitiva en corredores de maratón*. Trabajo de Grado. Universidad de Sevilla, Sevilla.

- Jaenes, J.C. (2003). Entrenamiento psicológico para corredores de fondo y maratón. En S. Márquez (Coord.). *Psicología de la actividad física y el deporte: una perspectiva latina*. (pp. 343-348). León: Universidad de León.
- Jaenes, J.C. (2009). Personalidad resistente en deportes. *Revista Andaluza de Medicina del Deporte*, 2(3), 98-101.
- Jaenes, J.C. & Caracuel, J.C. (2005). *Maratón: preparación psicológica para el entrenamiento y la competición*. Córdoba: Almuzara.
- Jaenes, J.C., Godoy, D. & Román, F.J. (2008). Elaboración y validación psicométrica de la escala de personalidad resistente en maratonianos (EPRM). *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 8(2), 59-81.
- Jöreskog, K.G. & Sörbom, D. (1993). *Structural equation modelling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R.B. (1998). *Principles and practice of structural equation modelling*. New York: Guilford.
- Larumbe, E., Pérez-Llantada, M.C. & López de la Llave, A. (2009). Características del estado psicológico de los corredores populares de maratón. *Revista de Psicología del Deporte*, 18(2), 151-163.
- Llopis, D. & Llopis, R. (2006). Razones para participar en carreras de resistencia. Un estudio con corredores aficionados. *Cultura, Ciencia y Deporte*, 2, 33-44.
- López de la Llave, A., Pérez-Llantada, M.C. & Buceta, J. M. (2002). Análisis de fiabilidad de las escalas del perfil psicológico óptimo para el deportista individual, versión para uso en Maratón (PODIVM): estudio preliminar. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento 2002. Volumen Especial*. Madrid: AEMCCO.
- Masters, K.S., Ogles B.M. & Jolton, J.A. (1993). The development of an instrument to measure Motivation for Marathon running: the Motivations of Marathoners Scales (MOMS). *Research Quarterly for Exercise and Sport (RQES)*, 64, 134-143.
- Montero, I. & León, O.G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Muñiz, J. & Bartram, D. (2007). Improving international tests and testing. *European Psychologist*, 12, 206-219.
- Muñiz, J. & Hambleton R.K. (2000). Adaptación de los test de unas culturas a otras. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento*, 2, 129-149.
- Nunnally, J.C. & Bernstein, I.J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- Nuviala, A.; Tamayo, J.A.; Iranzo, J. & Falcón, D. (2008). Creación, diseño, validación y puesta en práctica de un instrumento de medición de la satisfacción de usuarios de organizaciones que prestan servicios deportivos. *Retos*, 14, 10-16.
- Ogles, B.M. & Masters, K.S. (2000). Older vs. younger adult male marathon runners: participative motives and training habits. *Journal of Sport Behavior*, 23, 130-143.
- Ogles, B.M., Masters, K.S. & Richardson, S.A. (1995). Obligatory running and gender:

an analysis of participative motives and training habits. *International Journal of Sport Psychology*, 26, 233-248.

- Osterlind, S.J. (1989). *Constructing test items*. Londres: Kluwer Academic Publishers.
- Ruch, W., Köhler, G. & van Thriel, C. (1996). Assessing the “humorous temperament”: Construction of the facet and standard trait forms of the State-Trait-Cheerfulness-Inventory (STCI). *Humor: International Journal of Humor Research*, 9, 303-339.
- Spaan, M. (2006). Test and item specifications development. *Language Assessment Quarterly*, 3, 71-79.
- Shumacker, R. E. & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modelling*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Thornton, E.W. & Scott, S.E. (1995). Motivation in the committed runner: Correlations between self-report scales and behaviour. *Health Promotion International*, 10, 177-184.
- West, S.G., Finch, J.F. & Curran, P.J. (1995). Structural equations models with non normal variables. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modelling: Concepts, issues and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage.



## Artículo 2. Español

Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (en prensa). Propiedades psicométricas de la versión española de la Running Addiction Scale (RAS). *The Spanish Journal of Psychology*.

**Propiedades psicométricas de la versión española de la *Running Addiction Scale* (RAS)**

**Psychometric properties of the Spanish version of the *Running Addiction Scale* (RAS)**

**RESUMEN.** A pesar de la creciente cantidad de personas que en España organizan sus vidas para prepararse y participar en maratones, llevando para ello un estilo de vida muy comprometido que, a veces, va en detrimento de su propia salud, no existen estudios específicos en español sobre esta adicta población. En el presente trabajo instrumental nos planteamos como objetivo la adaptación y comprobación de las propiedades psicométricas de la *Running Addiction Scale* (RAS) en castellano. Para ello, realizamos dos estudios independientes. El objetivo del primero fue presentar datos psicométricos preliminares (muestra piloto de 174 maratonianos). Expuesto el proceso de traducción, adaptación y validez de contenido de los ítems, se efectuó un análisis estadístico de éstos, exploración de la estructura dimensional y análisis de la fiabilidad del instrumento. En el segundo estudio (muestra de 975 maratonianos), el objetivo fue analizar con procedimientos confirmatorios la estructura interna del instrumento. La versión en español de la RAS mostró niveles aceptables de consistencia interna, estabilidad temporal, correlaciones inter-ítems y puntuación total de la escala. Igualmente, aporta evidencias de su validez de constructo. Se obtuvieron ligeras diferencias de sexo y edad. Estos hallazgos apoyan el uso de la versión en español de la RAS para evaluar las diferencias individuales en la adicción negativa a correr.

**PALABRAS CLAVE.** Adicción. Propiedades psicométricas. *Running Addiction Scale*. Estudio instrumental.

**ABSTRACT.** Despite the growing number of people who organize their lives in Spain to prepare and participate in marathons, bringing to it a very committed lifestyle that, sometimes, go in detriment of their own health, there are no specific studies in Spanish on this addict population. In this instrumental paper, we raised like objective the adaptation and testing of the psychometric properties of the *Running Addiction Scale* (RAS) in Castilian. To this end, we conducted two independent studies. The aim of the first was to present the first preliminary psychometric data (pilot sample of 174 marathon runners). Explained the process of translation, adaptation and content validity of items, we carried out a statistical analysis of these, an exploration of dimensional structure and analysis of the reliability of the instrument. In the second study (sample of 975 marathon runners), the aim was to analyze the internal structure of the instrument with confirmatory procedures. The Spanish version of the RAS showed acceptable levels of internal consistency, temporal stability, inter-item correlations and total scale score. Also provides evidences of construct validity. Slight differences were obtained by sex and age. These findings support the use of the Spanish version of RAS to assess individual differences in negative addiction to running.

**KEYWORDS.** Addiction. Psychometric properties. *Running Addiction Scale*. Instrumental study.

## Introducción

Durante la década de los '70 empezó a popularizarse en EE.UU. el fenómeno del *jogging* y la figura del maratoniano (Glasser, 1976, Kostrubala, 1977). Debido a los cambios que el postmodernismo ha ido produciendo en los países más avanzados, tales como la desvalorización del trabajo como fuente de realización personal en favor de la ocupación con actividades lúdicas o deportivas del mayor tiempo de ocio (Águila, 2005), esta práctica se ha ido extendiendo también a la sociedad española.

Este fenómeno de la carrera continua, en muchos de sus practicantes, se asocia a un constructo teórico denominado *compromiso a correr* (Carmack y Martens, 1979). Etimológicamente hablando, el concepto de *compromiso* queda definido en el DRAE (2004) como *obligación contraída* y, en el caso particular de los maratonianos, las dos variables que definen con claridad un alto *compromiso* con su actividad deportiva son la mayor cantidad de días de entrenamiento y los kilómetros recorridos semanalmente (Thornton y Scott, 1995).

Resulta relevante señalar también que, de todos los deportistas, los que muestran un mayor *compromiso* son los maratonianos ya que, a pesar de que sólo para acabar su prueba se requiera un nivel de capacidad cardiorespiratoria y resistencia muscular mucho mayor que el de una persona normal sana, cada vez más personas se inscriben y acaban un maratón, elevando su *compromiso* con esta modalidad deportiva a un nivel que Masters, Ogles y Jolton (1993) denominaron *súper-adherencia*. Así, mientras aproximadamente la mitad de los que comienzan un programa de actividad física abandonan en los seis primeros meses, los que inician el reto de preparar un maratón, rara vez abandonan y normalmente forma parte de su vida durante muchos años. Sin embargo, esta *súper-adherencia* a su práctica deportiva, bastante veces es llevada a límites que van en detrimento de su calidad de vida (Ardila, 2003), pues deteriora la vida social del corredor, su trabajo o incluso su salud, ya sea a nivel físico (seguir corriendo lesionado en contra del consejo del médico) o mental (síndrome de abstinencia, ansiedad e irritabilidad cuando se pierde un entrenamiento), pasando a convertirse entonces en el constructo objeto de nuestro estudio: la *adicción negativa a correr (ANC)*.

Estos efectos negativos en la vida de los corredores no deben tomarse con ligereza, puesto que las personas propensas al estrés que se inician a la carrera continua como método de mejorar su salud, pueden desarrollar un comportamiento patológico obsesivo con su compromiso a correr (Thornton y Scott, 1995), es decir, una *ANC*, independientemente de su edad o número de años corriendo. Igualmente, Leedy (2000) constató que existe una controversia con respecto a los efectos psicológicos de correr largas distancias pues, aunque tradicionalmente ha sido prescrito como tratamiento paralelo o alternativo a los fármacos para atajar la depresión y ansiedad, a veces genera una patología de *ANC*.

Como consecuencia de estos efectos negativos, han sido numerosos los investigadores los que se han dedicado a estudiar este constructo propio de los maratonianos: la *ANC*. Los estudios que empiezan a hablar de los conceptos de adicción a la carrera continua se remontan a Glasser (1976), que diferenciaba el concepto de *adicción positiva a correr (APC)*, entendida como una actividad que incrementa la fuerza mental y cuando se pierde produce algún tipo de dolor, sufrimiento o malestar (físico o psicológico), del de *ANC*. La *APC* es agradable, pero no domina la vida de una persona, como ocurre en el caso de la *ANC*, por lo que esta última podría ser comparable, por ejemplo,

con la adicción a las compras de manera compulsiva e irreflexiva que explica García (2007). La *APC* causa un placer extremo, incluso euforia, unos efectos mentales que hacen que la experiencia sea tan placentera como adictiva. Estos efectos mentales Glasser (1976) los llama *pensamiento libre (spinning free)*, o correr en una especie de trance placentero trascendental que acompaña al ejercicio con *AP* y, para llegar a él, es necesario correr entre 40 y 60 minutos (Kostrubala, 1977), llegándose a sentir lo que este autor llama *euforia del corredor*.

Para definir mejor el concepto de *APC*, Carmack y Martens (1979) lo equipararon con el de *compromiso a correr (CC)*, en un estudio donde además de desarrollar y validar un instrumento para medirlo, la *Commitment to Running Scale (CR)*, añaden que los corredores con un mayor grado de *CC (=APC)* son varones, con más de un año de dedicación a la carrera continua en un mínimo de tres sesiones semanales de al menos 40 minutos, explicando que esa sensación placentera de euforia asociada a la *APC* se consigue al correr *desconectando*.

Utilizando una terminología análoga, Pargman (1980) habló de dos tipos de corredores claramente diferenciados. Por un lado, los *adicto-dependientes* (con *APC*), con menor grado de adherencia a la carrera continua, pero con mayor satisfacción al correr y, por otro, los *comprometido-dedicados* (con *ANC*), con un alto grado de adherencia a la carrera continua, aunque debida a motivaciones externas como, por ejemplo, la prescripción médica, por lo que no suelen disfrutar corriendo.

Sin embargo, no se validó un instrumento de medida específico de la *ANC* hasta una década después, cuando Chapman y De Castro (1990) desarrollaron y validaron la *Running Addiction Scale (RAS)*, instrumento de referencia hasta la fecha para la medida de la mencionada *ANC*. En su estudio, además, concluyeron que ambos sexos podían tener mucho *CC*, pero no por ello las mujeres daban valores altos de *ANC* como hacían los hombres.

Por el contrario, Dawson y Peco (2004) en un estudio donde aplicaron un instrumento que contenía una escala basada en la *CR* de Carmack y Martens (1979), la *RAS* de Chapman y De Castro (1990) y una serie de preguntas sobre el número y tipo de entrenamientos realizados en una semana por los corredores, encontraron una relación positiva entre el *CC* y la *ANC*, de manera que un mayor *CC* indicaba un mayor grado de *ANC*. Además, aunque no encontraron ninguna diferencia significativa entre sexos en los niveles de ambos constructos, estos fueron predictores significativos de mayor número de entrenamientos semanales en los varones, pero no en las mujeres.

Las características psicométricas de la *RAS* proceden del estudio original (Chapman y De Castro, 1990), siendo hasta la fecha la única referencia donde basarse para juzgar las mencionadas propiedades. La estructura de la escala y su fiabilidad (véase el apartado instrumento) muestran adecuadas propiedades psicométricas en ambos aspectos.

En la literatura encontramos instrumentos para medir constructos similares, como el *Exercise Dependence Questionnaire (EDQ)* de Ogden, Veale y Summers (1997), que mide la dependencia al ejercicio en general, pero ante la falta de estudios específicos sobre la *ANC* de los maratonianos y de un adecuado instrumento de medida de los mismos en español, nos planteamos como objetivo de este trabajo la adaptación y comprobación de las propiedades psicométricas del instrumento original de Chapman y De Castro (1990) al castellano con una muestra de nuestro entorno y cultura. Este proceso

de validación serviría también para enriquecer los aún insuficientes datos sobre las garantías psicométricas de la versión original ya que, metodológicamente, se requieren unas pautas que no se siguen exactamente en el trabajo que da origen a la *RAS*.

Por ejemplo, el tamaño de la muestra original del estudio piloto ( $n=5$ ) y de la muestra total del estudio que da origen a la *RAS* ( $n=56$ ) resultan a todas luces insuficientes, ya que Osterlind (1989) recomiendan que deben ser de entre 50 y 100 participantes para el estudio piloto y al menos 300 para el estudio definitivo. Además, tampoco se siguen exactamente la sucesión de análisis pertinentes de referencia para obtener suficientes evidencias de validez en la *RAS*, los explicados por Carretero-Dios y Pérez (2005, 2007) para la elaboración de estudios instrumentales que si seguimos en nuestro estudio.

Nuestro trabajo presenta los resultados de dos estudios independientes. En el preliminar, con una muestra piloto de 174 maratonianos, una vez expuesto el proceso de traducción y adaptación de los ítems y mostrados los datos relacionados con las evidencias de validez de contenido de los mismos, se realiza un análisis estadístico de éstos, una exploración de la estructura dimensional de la prueba y un análisis de la fiabilidad del instrumento. En el segundo estudio, con una muestra total de 975 maratonianos de similares características a la del estudio piloto, mediante procedimientos confirmatorios, se analiza la estructura del instrumento, su validez de constructo, consistencia interna, estabilidad temporal. Además, al recoger también en este segundo estudio datos de sexo y edad para analizar las diferencias de *ANC* en estas dos variables, podremos obtener nuevas evidencias sobre la validez de la versión española de la *RAS*.

Para ello, basándonos en toda esta revisión de la literatura al respecto, partiremos de la hipótesis de que en nuestra población, tanto hombres como mujeres tienen niveles similares de *ANC*, e igualmente los corredores de diferentes edades no tienen por qué tener diferencias significativas en cuanto a *ANC*, es decir, ni la edad ni el sexo son variables que influyan significativamente en el grado de *ANC* de los maratonianos españoles.

## **ESTUDIO 1: ESTUDIO PSICOMÉTRICO PRELIMINAR DE LA RAS**

### **Método**

#### ***Participantes***

Han participado un total de 174 corredores (163 hombres = 93,8%; 11 mujeres = 6,3%) que participaron en la maratón de Ciudad Real (26-10-08). El rango de edad estuvo comprendido entre los 22 y los 68 años ( $M = 41,29$ ;  $DT = 8,10$ ), siendo la edad media de los hombres 41,60 ( $DT = 8,15$ ) y la de las mujeres de 36,73 ( $DT = 5,76$ ).

#### ***Instrumento***

*Running Addiction Scale (RAS)* (Chapman y De Castro, 1990). El instrumento original, que contiene 11 ítems para medir la adicción negativa a correr. Las respuestas de los evaluados se recogen a través de una escala tipo Likert desde 1 (*no está nada de acuerdo*) hasta 7 (*está totalmente de acuerdo*), de manera que nos moveríamos entre una puntuación mínima en la *RAS* de 11 (mínima adicción a correr) y máxima de 77 (máxima adicción a correr). La consistencia interna para las puntuaciones en el total de la escala obtenida en el estudio original fue de 0,82.

### ***Traducción y fases previas del proceso de adaptación de la RAS al español***

En primer lugar, fue necesario asegurar la existencia de equivalencia en el proceso de traducción de los ítems. La adaptación española de la *RAS* se ha realizado atendiendo a los estándares metodológicos internacionales recomendados por la International Test Comision (ITC) para adaptar correctamente test y escalas de unas culturas a otras (Hambleton, 2005; Muñiz y Hambleton, 2000; Muñiz y Bartram, 2007). Con el objetivo de evitar imprecisiones, se combinaron los diseños de traducción directa e inversa de los ítems (Brislin, 1970, 1986). En primer lugar, según el procedimiento *parallel back-translation* (Brislin, 1986), se tradujo la escala del idioma original a la lengua de estudio (inglés a español) por dos traductores bilingües de manera independiente. A continuación, las dos traducciones fueron comparadas, se sometieron a discusión ante posibles discrepancias y se obtuvo una versión consensuada de cada ítem. Partiendo de esta versión, la traducción inversa (español a inglés) se llevó a cabo por otros dos traductores bilingües nativos diferentes con amplio conocimiento del idioma objetivo y del idioma fuente y que no conocían la escala original. La bondad de la traducción se juzgó en función del grado de coincidencia con la versión original (Hambleton, 2005), realizando modificaciones en aquellos ítems para los que los resultados así lo recomendaban.

La evaluación cualitativa de ítems (*validez de contenido*) se llevó a cabo mediante juicio de expertos (Osterlind, 1989). El juicio lo realizaron cuatro expertos (dos expertos en construcción de escalas y dos familiarizados con el constructo a evaluar). A todos ellos les fue entregada 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 sus componentes. Seguidamente, se les mostró el listado de ítems que había sido diseñado para evaluar la adicción a correr, debiendo juzgar la pertenencia de cada uno de los ítems. Posteriormente, valoraron la redacción de cada ítem, para ver si resultaban comprensibles, de tal forma que tuvieron que valorar la comprensión adecuada de cada ítem por medio de una escala que iba desde 0 (*Muy en desacuerdo*) hasta 4 (*Muy de acuerdo*). También disponían de un apartado donde hacer observaciones generales sobre cada uno de los ítems, con el objetivo de que realizaran una redacción alternativa del ítem si así lo estimaban conveniente. Todos los ítems que obtuvieron puntuaciones medias inferiores a 3 fueron revisados (Nuviala, Tamayo, Iranzo y Falcón, 2008).

Por último, para determinar mayor claridad en la formulación de los ítems, se administró la versión en español de la escala a 24 maratonianos cuyos comentarios acerca de instrucciones y modo en que los ítems estaban redactados condujeron a cambios menores. Finalmente, se procedió a la aplicación empírica de esta última versión a una muestra de 174 maratonianos. Tras analizar los resultados psicométricos y una última revisión del equipo de investigación, se llegó a la versión final española de la *RAS*.

### ***Procedimiento***

Se pidió permiso a la organización de la carrera mediante una carta en la que se explicaban los objetivos de la investigación, cómo se iba a realizar, al igual que se acompañaba un modelo del instrumento. Nos concedieron el permiso y facilitaron un stand propio al efecto. El cuestionario fue administrado por los investigadores durante la recogida de dorsales de los atletas participantes el día previo a la carrera. Todos los sujetos fueron informados del objetivo del estudio, de la voluntariedad, absoluta confiden-

cialidad de las respuestas y manejo de los datos, que no había respuestas correctas o incorrectas y se les solicitó que contestaran con la máxima sinceridad y honestidad.

### *Análisis estadísticos de los datos*

El análisis de ítems, homogeneidad y estructura interna, análisis de correlación (coeficiente de Pearson) y consistencia interna (alfa de Cronbach), se realizaron con el SPSS 17.0.

## **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 primer lugar, se llevó a cabo el análisis estadístico de los ítems de la escala, manteniendo la distribución del instrumento original (Chapman y De Castro, 1990). Los criterios para conservar un ítem fueron varios: valor mayor o igual a  $r = 0,30$  en el coeficiente de correlación corregido ítem-total, desviación típica mayor a 1 y la corroboración de que todas las opciones de respuesta habían sido usadas en algún momento (Nunnally y Bernstein, 1995). Se calculó la fiabilidad de la escala, a través del índice de consistencia interna alfa de Cronbach, que fue adecuada ( $\alpha = 0,79$ ).

**Tabla 1.** Media (*M*), desviación típica (*DT*), correlación ítem-total (*R IT-c*), alfa de la escala teórica y la dimensión si algún ítem es eliminado ( *$\alpha$  sin ítem*) ( $n = 174$ ).

	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>R IT-c</i>	<i><math>\alpha</math> sin ítem</i>
1 Suelo correr por los mismos sitios, a las mismas horas, igual distancia, etc.	4,63	1,33	0,15	0,83
2 Si el clima es demasiado frío, caluroso o ventoso, no correré ese día (R)	5,18	1,35	0,61	0,69
3 No cambiaría planes con los amigos para poder ir a correr (R)	4,83	1,79	0,54	0,73
4 He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión (R)	4,66	1,99	0,51	0,75
5 Correría con dolor intenso	2,72	1,97	0,22	0,82
6 No he gastado mucho dinero en literatura sobre footing o en equipamiento y accesorios para correr (R)	2,97	1,75	0,21	0,82
7 Si hubiese otra manera de mantener mi forma física actual, no correría ninguna vez más (R)	5,64	1,59	0,53	0,74
8 Después de correr me siento mejor	6,88	1,36	0,61	0,70
9 Continuaría corriendo mientras una lesión se me cura	3,49	1,88	0,41	0,78
10 Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras	5,15	1,71	0,65	0,68
11 Siento que necesito correr al menos una vez todos los días	4,39	1,95	0,50	0,75

Índice de consistencia interna de la escala:  $\alpha = 0,79$ .

Nota: (R) estos ítems invierten su puntuación.

La escala muestra ítems que presentan valores medios de respuesta que oscilan entre 2,72 (ítem 5) y 6,88 (ítem 8) y las desviaciones típicas están por encima de 1, oscilando entre 1,33 (ítem 1) y 1,99 (ítem 4). Se aprecian valores de correlación ítem-total corregidos muy bajos en tres de los ítems (ítem 1,  $r = 0,15$ , ítem 5,  $r = 0,22$  e ítem 6,  $r = 0,21$ ) optándose por su eliminación (Tabla 1). Se volvió a calcular la fiabilidad de la escala con los ocho ítems, incrementándose el alfa de Cronbach hasta 0,82.

### *Análisis de la homogeneidad de la escala*

Se realizó una correlación entre la puntuación total de la escala (eliminados los tres ítems indicados) y los ocho ítems de la escala. Los valores oscilan entre un mínimo de  $r = 0,58$  y un máximo de  $r = 0,73$  ( $p < 0,01$ ). Igualmente, se efectuó una correlación *inter-ítems*, en la que se logró una correlación positiva aceptable entre los diferentes ítems (Carretero-Dios y Pérez, 2005) obteniéndose valores entre  $r = 0,16$  y  $r = 0,39$ .

### *Análisis de la estructura interna de la escala*

Los índices de asimetría y curtosis son próximos al valor cero y  $<2,0$ , tal y como recomiendan Bollen y Long (1994). Se calculó la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin ( $KMO = 0,81$ ) y el test de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2_{28} = 813,103$ ;  $p < 0,001$ ). Se realizó un análisis factorial exploratorio sobre los once ítems seleccionados, por el método de extracción de máxima verosimilitud. Los resultados muestran la agrupación de los ítems en un factor ( $autovalor = 3,97$ ) con varianza total del 49,51% (Tabla 2).

**Tabla 2.** Estructura factorial, comunalidades, porcentaje de varianza explicada, autovalor y alfa de Cronbach de la RAS ( $n = 174$ ).

	Adicción a correr	$h^2$
2 Si el clima es demasiado frío, caluroso o ventoso, no correré ese día (R)	0,60	0,56
3 No cambiaría planes con los amigos para poder ir a correr (R)	0,46	0,41
4 He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión (R)	0,44	0,39
7 Si hubiese otra manera de mantener mi forma física actual, no correría ninguna vez más (R)	0,51	0,48
8 Después de correr me siento mejor	0,58	0,54
9 Continuaría corriendo mientras una lesión se me cura	0,39	0,35
10 Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras	0,63	0,62
11 Siento que necesito correr al menos una vez todos los días	0,43	0,38
% Varianza explicada	49,51	
Autovalor	3,97	
Alfa de Cronbach	0,82	

Nota: (R) estos ítems invierten su puntuación.

Por lo tanto, la versión española final de la escala RAS queda compuesta por ocho ítems (Tabla 3) que hace referencia a la adicción negativa a correr. Las respuestas respecto a sus costumbres al correr, se recogen con una escala tipo Likert desde 1 (*no está nada de acuerdo*) hasta 7 (*está totalmente de acuerdo*). Los ítems 1, 2, 3 y 4 invierten su puntuación.

## **ESTUDIO 2: ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO, VALIDEZ DE CONSTRUCTO, CONSISTENCIA INTERNA Y ESTABILIDAD TEMPORAL**

El objetivo de este estudio es aportar evidencias sobre la dimensionalidad de la RAS en una muestra de maratonianos, aplicando procedimientos confirmatorios de análisis. Llevaremos a cabo un análisis de las propiedades psicométricas de la versión española de la RAS que concretamos en cinco objetivos: (a) examinar la estructura factorial de la RAS en una muestra de maratonianos a través del análisis factorial confirmatorio, (b) evaluar la validez de constructo a partir de las correlaciones entre los ocho ítems de la RAS, (c) evaluar la consistencia interna de la RAS, (d) verificar la estabilidad temporal de la escala y (e) evaluar las diferencias de género y edad a partir de las medias obtenidas en la RAS.

### **Método**

#### **Participantes**

La RAS se administró a 975 corredores de las maratones de San Sebastián (30-11-08), Sevilla (22-02-09) y Barcelona (01-03-09). La muestra estaba compuesta por 915 hombres (93,8%) y 60 mujeres (6,2%), con un rango de edad de 17 a 71 años (total muestral:  $M = 39,67$ ;  $DT = 8,53$ ; hombres:  $M = 39,66$ ;  $DT = 8,61$ ; mujeres:  $M = 39,88$ ;  $DT = 7,39$ ).

Para evaluar la estabilidad temporal de la *RAS* fueron seleccionados aleatoriamente 30 corredores (10 de cada maratón), entre aquellos que nos habían facilitado su e-mail, enviándoles el cuestionario nueve semanas después. Respondieron 21 maratonianos (19 hombres, 2 mujeres), con media de edad de 44,2 años ( $DT=10,05$ ), que completaron nuevamente la *RAS*.

### ***Instrumentos***

Fue administrada la versión española de la *Running Addiction Scale (RAS)*, que derivada del estudio 1 (Tabla 3). Se recogieron datos sociodemográficos, como género y edad.

### ***Procedimiento***

Se ha utilizado el mismo procedimiento del estudio 1 (permiso a la organización, administración del cuestionario el día previo a la carrera, información sobre voluntariedad, confidencialidad, no haber respuestas correctas o incorrectas y contestar con sinceridad y honestidad).

### ***Análisis estadísticos***

Para evaluar la estructura factorial de la *RAS* se realizó un análisis factorial confirmatorio con el AMOS 7.0. Los análisis de ítems, homogeneidad y estructura interna, correlación (coeficiente de Pearson), consistencia interna (alfa de Cronbach), estabilidad temporal a partir de la correlación test-retest y media, para determinar diferencias de género y edad, se realizaron con el SPSS 17.0.

### **Resultados**

#### ***Descripción inicial de los datos de la escala RAS versión española***

En la Tabla 3 se muestran los estadísticos descriptivos de los ocho ítems de la versión española de la *RAS* (media, desviación típica, correlación ítem-total, alfa si algún ítem es eliminado, asimetría y curtosis). En primer lugar, se llevó a cabo el análisis estadístico de los ocho ítems de la escala con la intención de confirmar los resultados del estudio 1. Los datos descriptivos (media, desviación típica y rango de respuestas) fueron similares a los encontrados en el estudio 1. Los índices de correlación ítem-total corregidos resultaron adecuados ya que el valor mínimo es de  $r = 0,48$  (Tabla 3).

**Tabla 3.** Media ( $M$ ), desviación típica ( $DT$ ), correlación ítem-total ( $R_{IT-c}$ ), alfa de la escala teórica y la dimensión si algún ítem es eliminado ( $\alpha_{sin\ ítem}$ ), asimetría y curtosis ( $n = 975$ ).

	$M$	$DT$	$R_{IT-c}$	$\alpha_{sin\ ítem}$	Asimetría	Curtosis
1 Si el clima es demasiado frío, caluroso o ventoso, no correré ese día (R)	5,44	1,58	0,62	0,68	-0,40	0,65
2 No cambiaría planes con los amigos para poder ir a correr (R)	4,78	1,76	0,58	0,72	0,57	-0,51
3 He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión (R)	4,88	2,05	0,53	0,79	0,59	-1,04
4 Si hubiese otra manera de mantener mi forma física actual, no correría ninguna vez más (R)	5,75	1,54	0,54	0,78	-1,03	1,18
5 Después de correr me siento mejor	6,34	1,17	0,60	0,70	-1,09	1,29
6 Continuaría corriendo mientras una lesión se me cura	3,57	1,90	0,48	0,83	0,15	-1,11
7 Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras	5,02	1,65	0,63	0,67	-0,71	-0,24
8 Siento que necesito correr al menos una vez todos los días	4,27	1,93	0,58	0,72	0,17	-1,06

Índice de consistencia interna de la escala:  $\alpha = 0,84$ .

Nota: (R) estos ítems invierten su puntuación.

### ***Análisis factorial confirmatorio de la escala RAS versión española***

Se procedió a la aplicación de modelos de ecuaciones estructurales para, desde una perspectiva confirmatoria, estudiar si la dimensionalización propuesta teóricamente por Chapman y De Castro (1990) se ajusta a los datos resultantes con la muestra empleada. La estructura factorial de la *RAS* fue evaluada con un AFC a través del AMOS 7.0 con objeto de 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 (7,24), 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).

El ajuste del modelo fue evaluado con una combinación de índices de ajuste absolutos y relativos (Bentler, 1995). El modelo presentan valores correctos que permiten determinar una aceptable bondad de ajuste del modelo original (Hu y Bentler, 1999; Hoyle, 1995; Shumacker y Lomax, 1996; Kline, 1998; Browne y Cudeck, 1993; Jöreskog y Sörbom, 1993) ya que los resultados obtenidos fueron:  $\chi^2 / gl = 4,07$ ;  $GFI = 0,88$ ;  $IFI = 0,90$ ;  $CFI = 0,90$ ;  $TLI = 0,88$ ;  $SRMR = 0,05$ ;  $RMSEA = 0,07$ . Los coeficientes estandarizados de relación de la variable latente (*RAS*) con cada uno de los ítems, oscilaron entre 0,59 y 0,88.

### ***Análisis de fiabilidad de la escala RAS versión española***

Se llevó a cabo un análisis de la fiabilidad a través del coeficiente alfa de Cronbach. Los resultados mostraron un coeficiente alfa de 0,84 para el factor adicción a correr.

La estabilidad temporal se evaluó en una muestra de 21 maratonianos que completaron la *RAS* en dos ocasiones, con un intervalo de nueve semanas. El resultado del pretest es de  $\alpha = 0,82$ , el del posttest  $\alpha = 0,85$  y la correlación test-retest es de  $r = 0,81$ .

### ***Correlaciones inter-ítem en la escala RAS versión española***

Se realizó una correlación inter-ítem, en la que se logró una correlación positiva aceptable entre los diferentes ítems (Carretero-Dios y Pérez, 2005) obteniendo valores entre  $r = 0,17$  y  $r = 0,41$ . Igualmente, una correlación entre la puntuación total de la escala y los ítems que la componen, consiguiéndose unos valores que oscilan entre un mínimo de  $r = 0,57$  y un máximo de  $r = 0,79$  ( $p < 0,01$ ).

### ***Diferencias de género y edad en la escala RAS versión española***

Se ha realizado un análisis para estimar las diferencias de género (Tabla 4), en función de las puntuaciones medias, en los ocho ítems y el puntaje total de la escala *RAS* versión española, mediante el *t-test*, teniendo en cuenta el *test de Levene* para estimar la igualdad de las varianzas con un nivel de significación de  $p < 0,01$ , cumpliéndose la homogeneidad en todos los ítems. Los resultados muestran diferencias significativas únicamente en los ítems 2 y 7 (“No cambiaría planes con los amigos para poder ir a

correr” y “Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras”), alcanzado las mujeres puntuaciones más altas que los hombres, si bien el tamaño del efecto es bajo ( $r_2 = 0,18$  y  $r_7 = 0,14$ ). En el total de la escala, al igual que en el resto de los ítems, no se aprecian diferencias estadísticamente significativas.

**Tabla 4.** Medias (*M*), desviaciones típicas (*DT*) y significatividad (*p* valor) del puntaje total y de los ítems de la escala RAS, según el género (*prueba T*) y grupos de edad (*ANOVA*).

Ítems	Varón ( <i>n</i> = 915)		Mujer ( <i>n</i> = 60)		Prueba Levene	<i>T</i>
	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>		
1 Si el clima es demasiado frío, caluroso o ventoso, no correré ese día (R)	5,43	1,57	5,50	1,69	0,68	-0,31
2 No cambiaría planes con los amigos para poder ir a correr (R)	4,73	1,75	5,42	1,80	0,00	-4,91**
3 He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión (R)	4,88	2,15	4,92	2,25	0,57	-0,14
4 Si hubiese otra manera de mantener mi forma física actual, no correría ninguna vez más (R)	5,75	1,54	5,68	1,54	0,85	0,32
5 Después de correr me siento mejor	6,33	1,17	6,50	1,08	1,49	-1,11
6 Continuaría corriendo mientras una lesión se me cura	3,56	1,88	3,70	2,12	3,01	-0,54
7 Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras	4,99	1,66	5,47	1,44	0,50	-4,16*
8 Siento que necesito correr al menos una vez todos los días	4,26	1,93	4,45	1,96	0,03	-0,74
Puntaje total de la escala RAS versión española	30,34	4,44	30,60	4,27	1,50	-1,71

(\*)  $p < 0,05$ ; (\*\*)  $p < 0,01$ .

**Tabla 4.** Medias (*M*), desviaciones típicas (*DT*) y significatividad (*p* valor) del puntaje total y de los ítems de la escala RAS, según el género (*prueba T*) y grupos de edad (*ANOVA*).

Ítems	17-35 años ( <i>n</i> = 273)		36-40 años ( <i>n</i> = 234)		41-45 años ( <i>n</i> = 175)		46-50 años ( <i>n</i> = 137)		Más 50 años ( <i>n</i> = 156)		Prueba Levene	<i>F</i>
	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>		
1 Si el clima es demasiado frío, caluroso o ventoso, no correré ese día (R)	5,40	1,67	5,58	1,50	5,50	1,48	5,23	1,60	5,40	1,63	1,49	1,24
2 No cambiaría planes con los amigos para poder ir a correr (R)	4,67	1,79	4,92	1,74	4,88	1,75	4,71	1,71	4,67	1,78	0,48	0,96
3 He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión (R)	4,59	2,24	4,87	2,08	4,99	2,10	4,84	2,18	5,38	2,07	2,00	3,21**
4 Si hubiese otra manera de mantener mi forma física actual, no correría ninguna vez más (R)	5,68	1,53	5,75	1,60	5,97	1,32	5,55	1,71	5,79	1,49	1,51	1,68
5 Después de correr me siento mejor	6,31	1,18	6,40	1,05	6,34	1,16	6,27	1,25	6,33	1,26	0,57	0,37
6 Continuaría corriendo mientras una lesión se me cura	3,61	1,87	3,58	1,89	3,86	1,93	3,39	1,87	3,28	1,91	0,16	2,17
7 Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras	4,91	1,74	5,03	1,56	5,15	1,66	5,00	1,66	5,07	1,62	1,45	0,60
8 Siento que necesito correr al menos una vez todos los días	4,28	1,93	4,34	1,97	4,27	2,00	4,07	1,89	4,32	1,86	0,59	0,48
Puntaje total de la escala RAS versión española	30,77	4,60	30,24	4,18	30,27	4,50	30,39	4,59	29,75	4,21	1,13	2,05

(\*)  $p < 0,05$ ; (\*\*)  $p < 0,01$ .

Para analizar la edad, categorizamos esta variable en cinco grupos coincidentes con las categorías de edad de la Real Federación Española de Atletismo; hasta 35 años (categoría *senior*), de 36 a 40 años (categoría *veteranos M-35* en hombres y *W-35* en mujeres), de 41 a 45 años (*veteranos M-40* y *W-40*), de 46 a 50 (*veteranos M-45* y *W-45*) y  $\geq 50$  años (*veteranos M-50* y *W-50* y sucesivas). Se cumple el supuesto de homogeneidad de varianzas (homocedasticidad) en todos los ítems ( $p < 0,01$ , tabla 4), lo que unido a que las muestras son grandes y más o menos balanceadas, soporta el empleo de ANOVA y de Bonferroni como post hoc. El análisis de la varianza del ítem 3 (“He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión”) resultó significativo ( $F = 3,219$ ,  $p = 0,012 < 0,05$ ). Las únicas diferencias se encontraron entre los más jóvenes (17-35 años,  $M = 4,59$ ) y los de más edad ( $\geq 50$  años,  $M = 5,38$ ) (post hoc según Bonferroni). El tamaño del efecto es bajo ( $r_3 = 0,22$ ). En el resto de ítems y en la puntuación total de la escala RAS no se obtuvieron diferencias estadísticamente significativas.

## Discusión y conclusiones

Desde hace poco más de treinta años, investigadores internacionales del campo de la psicología han tratado la adicción a su práctica deportiva de la población más comprometida con la misma: los maratonianos (Carmack y Martens, 1979, Chapman y De Castro, 1990, Dawson y Peco, 2004, Glasser, 1976, Kostrubala, 1977, Leedy, 2000, Masters *et al.*, 1993, Pargman, 1980, Thornton y Scott, 1995). Sin embargo, aunque para los investigadores españoles también resulte de indudable relevancia, es realmente notoria la ausencia en nuestro idioma y contexto tanto de investigaciones al respecto, como de instrumentos de medida específicos de la *ANC*, hecho último este que justifica la necesidad de nuestro estudio. Por ello, el objetivo conseguido en el presente trabajo instrumental pasaba por adaptar y comprobar las propiedades psicométricas del instrumento original, la *RAS* de Chapman y De Castro (1990), al castellano con muestras de nuestro entorno y cultura. Resulta relevante resaltar que los datos sobre las garantías psicométricas de la versión original sean insuficientes para alcanzar la estructura teórica de la escala original y que ésta haya sido aceptada como tal. De manera que, para nuestro estudio, hemos seguido las normas actualmente de referencia explicadas por Carretero-Dios y Pérez (2005, 2007) para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. Procediendo de esta manera, mientras que en el estudio original los autores dieron una escala de 11 ítems para evaluar la *ANC*, en el nuestro se quedaron en una escala de 8 ítems que presentaron valores correctos que permiten determinar una aceptable bondad de ajuste del modelo original, y además, la escala en español (*RAS-8*) obtiene un índice de consistencia interna que supera ligeramente el de la *RAS* original. De esta manera, en la *RAS-8* podemos obtener puntuaciones totales que oscilan entre los 8 puntos (mínima *ANC*) y los 56 puntos (máxima *ANC*).

Respecto a sus aplicaciones, hemos analizado las diferencias de *ANC* a correr por sexo y edad, no habiendo encontrado diferencias significativas en la puntuación total de la escala, tal y como predijimos en nuestra hipótesis y obtuvieron los investigadores de los estudios más recientes respecto al sexo (Dawson y Peco, 2004) y la edad (Thornton y Scott, 1995), lo cual aporta más evidencias de validez a nuestro instrumento.

Para investigaciones futuras queda abierto un vasto campo de posibilidades de investigación, pues tal y como sugiere la literatura consultada, además de aplicar la *RAS-8*, se pueden recoger datos sobre otras variables comparativas de interés, como la marca personal en maratón, los años corriendo, el nivel económico o de estudios, los días de entrenamiento o kilómetros recorridos cada semana, al igual que el grado de compromiso y los motivos para correr, lo cual aportaría nuevas y valiosas evidencias sobre la validez de la *RAS-8*.

Por último, podemos concluir que hemos adaptado un instrumento de gran relevancia al idioma español que ha obtenido adecuadas propiedades psicométricas con una muestra muy representativa, que viene a ocupar el vacío de conocimiento existente al respecto hasta el momento en el campo de la investigación de la psicología deportiva (*RAS-8*). Aun así, estimamos importante efectuar más estudios con diferentes muestras y procedencias, para seguir obteniendo más evidencias de diferentes fuentes de su validez.

## Referencias

- Águila Soto, C. (2005). *Ocio, jóvenes y posmodernidad*. Almería: Universidad de Almería.
- Ardila, R. (2003). Calidad de vida: una definición integradora. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 35, 161-164.
- Bentler, P.M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Encino, C.A: Multivariate Software.
- Bollen, K.A. y Long, J.S. (1994). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- 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. Lonner y J. Berry (Eds.), *Field methods in cross-cultural research* (pp. 137-164). Beverly Hills, CA: Sage.
- Browne, M. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. Bollen y J. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Thousand Oaks: 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). Uso del método Delphi para la elaboración de una medida de la calidad percibida de los espectadores de eventos deportivos. *Retos*, 16, 21-25.
- Carmack, M.A. y Martens, R. (1979). Measuring commitment to running: A survey of runner's attitudes and mental status. *Journal of Sport & 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.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2007). Standards for the development and the review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- 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.
- García Ureta, I. (2007). Addictive Buying: Causes, Processes, and Symbolic Meanings. Thematic Analysis of a Buying Addict's Diary. *The Spanish Journal of Psychology*, 10, 408-422.
- Glasser, W. (1976). *Positive Addiction*. New York: Harper & Row.
- Hambleton, R.K. (2005). Issues, designs and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. En R.K. Hambleton, P.F. Merenda y S.D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-*

- cultural assessment* (pp. 3-38). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- 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.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1993). *Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R.B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Kostrubala, T. (1977). *The Joy of Running*. New York: Simon & Schuster.
- Leedy, M.G. (2000). Commitment to distance running: coping mechanism or addiction? *Journal of Sport Behavior, 23*, 255-270.
- Masters, K.S., Ogles, B.M. y Jolton, J.A. (1993). The development of an instrument to measure Motivation for Marathon running: the Motivations of Marathoners Scales (MOMS). *Research Quarterly for Exercise and Sport (RQES), 64*, 134-143.
- 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.
- Muñiz, J., y Bartram, D. (2007). Improving international tests and testing. *European Psychologist, 12*, 206-219.
- Nunnally, J.C. y Bernstein, I.J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- Nuviala, A.; Tamayo, J.A.; Iranzo, J. y Falcón, D. (2008). Creación, diseño, validación y puesta en práctica de un instrumento de medición de la satisfacción de usuarios de organizaciones que prestan servicios deportivos. *Retos, 14*, 10-16.
- Ogden, J., Veale, D. y Summers, Z. (1997). The development and validation of the exercise dependence questionnaire. *Addiction Research, 5*, 343-356.
- Osterlind, S.J. (1989). *Constructing Test Items*. Londres: Kluwer Academic Publishers.
- Pargman, D. (1980). The way of the runner: an examination of motives for running (pp. 90-98). In R. M. Suinn (Ed.), *Psychology in sports: Methods and applications*. Minneapolis: Burgess.
- Real Academia Española de la Lengua (2004). *Diccionario DRAE, 22ª ed.*, [software de computadora en disco]. Madrid.
- Shumacker, R.E. y Lomax, R.G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Span, M. (2006). Test and item specifications development. *Language Assessment Quarterly, 3*, 71-79.
- Thornton, E.W. y Scott, S.E. (1995). Motivation in the committed runner: Correlations between self-report scales and behaviour. *Health Promotion International, 10*, 177-184.

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.



## Artículo 2. Inglés

Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (en prensa). Psychometric properties of the Spanish version of the Running Addiction Scale (RAS). *The Spanish Journal of Psychology*.

**Psychometric properties of the Spanish version of the Running Addiction Scale (RAS)**

**Propiedades psicométricas de la versión española de la *Running Addiction Scale* (RAS)**

**RESUMEN.** A pesar de la creciente cantidad de personas que en España organizan sus vidas para prepararse y participar en maratones, llevando para ello un estilo de vida muy comprometido que, a veces, va en detrimento de su propia salud, no existen estudios específicos en español sobre esta adicta población. En el presente trabajo instrumental nos planteamos como objetivo la adaptación y comprobación de las propiedades psicométricas de la Running Addiction Scale (RAS) en castellano. Para ello, realizamos dos estudios independientes. El objetivo del primero fue presentar datos psicométricos preliminares (muestra piloto de 174 maratonianos). Expuesto el proceso de traducción, adaptación y validez de contenido de los ítems, se efectuó un análisis estadístico de éstos, exploración de la estructura dimensional y análisis de la fiabilidad del instrumento. En el segundo estudio (muestra de 975 maratonianos), el objetivo fue analizar con procedimientos confirmatorios la estructura interna del instrumento. La versión en español de la RAS mostró niveles aceptables de consistencia interna, estabilidad temporal, correlaciones inter-ítems y puntuación total de la escala. Igualmente, aporta evidencias de su validez de constructo. Se obtuvieron ligeras diferencias de sexo y edad. Estos hallazgos apoyan el uso de la versión en español de la RAS para evaluar las diferencias individuales en la adicción negativa a correr.

**PALABRAS CLAVE:** adicción, propiedades psicométricas, Running Addiction Scale, estudio instrumental

**ABSTRACT.** Despite the growing number of people who organize their lives in Spain to prepare and participate in marathons, bringing to it a very committed lifestyle that, sometimes, go in detriment of their own health, there are no specific studies in Spanish on this addict population. In this instrumental paper, we raised like objective the adaptation and testing of the psychometric properties of the *Running Addiction Scale* (RAS) in Castilian. To this end, we conducted two independent studies. The aim of the first was to present the first preliminary psychometric data (pilot sample of 174 marathon runners). Explained the process of translation, adaptation and content validity of items, we carried out a statistical analysis of these, an exploration of dimensional structure and analysis of the reliability of the instrument. In the second study (sample of 975 marathon runners), the aim was to analyze the internal structure of the instrument with confirmatory procedures. The Spanish version of the RAS showed acceptable levels of internal consistency, temporal stability, inter-item correlations and total scale score. Also provides evidences of construct validity. Slight differences were obtained by sex and age. These findings support the use of the Spanish version of RAS to assess individual differences in negative addiction to running.

**KEYWORDS:** addiction, psychometric properties, Running Addiction Scale, instrumental study

During the 1970s decade, the phenomenon of jogging and the figure of the marathoner became popular in the USA (Glasser, 1976; Kostrubala, 1977). Due to the changes of postmodernism in more advanced countries—such as the devaluation of work as a source of personal accomplishment in favor of activities to fill leisure time with play or sports (Águila Soto, 2005)—, this practice has also become popular in the Spanish society.

In many of its practitioners, the phenomenon of continuous running is associated with a theoretical construct called *commitment to running* (Carmack & Martens, 1979). Etymologically, the concept of commitment is defined in the dictionary of the Real Academia Española (2004 [Royal Spanish Academy]) as a contracted obligation and, in the particular case of marathoners, the two variables that clearly define high commitment to their sport are a large number of training days and the number of kilometers they run weekly (Thornton & Scott, 1995).

It is noteworthy that, of all the athletes, marathoners are the ones with the highest commitment because, despite the fact that a much larger level of cardiorespiratory capacity and muscular resistance is required just to finish a race than is found in a normal healthy person, increasingly more people sign up for and finish marathons, raising their commitment to this sport modality to a level that Masters, Ogles, and Jolton (1993) called *super-adherence*. Thus, whereas approximately one half of the people who start a physical activity program drop out in the first six months, those who accept the challenge to prepare a marathon rarely drop out, and it is normally a part of their lives for many years. However, this super-adherence to their sport is often taken to such extremes that it is harmful for their quality of life (Ardila, 2003) because it deteriorates runners' social life, work, or even health, either at a physical (continuing to run against medical advice, when injured) or mental level (abstinence syndrome, anxiety and irritability if a training session is missed), turning into the construct that is the object of our study: the *negative addiction to running* (NAR).

These negative effects in runners' lives should not be taken lightly because stress-prone people who begin to practice continuous running as a method to improve their health can develop an obsessive pathological behavior with their commitment to running (Thornton & Scott, 1995); that is, a NAR, independently of their age or the number of years they have been running. Leedy (2000) reported the controversy concerning the psychological effects of running long distances because, although it has traditionally been prescribed as a parallel or alternative treatment to drugs for the improvement of depression and anxiety, running sometimes generates a NAR pathology.

As a consequence of these negative effects, many researchers have studied this construct that is characteristic of marathoners: the NAR. The first studies that refer to the concepts of addiction to continuous running go back to Glasser (1976), who differentiated the concept of positive addiction to running (PAR)—understood as an activity that increases mental strength and, if individuals are deprived of it, they feel some kind of pain, suffering, or distress (physical or psychological)—from the concept of NAR. Positive addiction to running is pleasant but it does not dominate the person's life as in the case of NAR, so the latter could be comparable, for example, to the addiction to compulsive and irreflexive buying, according to García Ureta (2007). Positive addiction to running causes extreme pleasure, even euphoria, and mental effects that make the experience as pleasant as it is addictive. Glasser (1976) calls these mental effects spin-

ning free, or running in a sort of pleasant, transcendental trance that accompanies exercise with positive addiction, and to reach this state, the person must run between 40 and 60 minutes (Kostrubala, 1977), attaining a feeling that this author calls runner's euphoria.

To better define the concept of PAR, Carmack and Martens (1979) compared it to the commitment to running (CR) in a study in which, besides developing and validating an instrument to measure it—the Commitment to Running Scale (CRS)—, they noted that runners with a higher degree of CR (= PAR) are male, with more than one year's dedication to continuous running during a minimum of three weekly sessions of at least 40 minutes, explaining that the pleasant feeling of euphoria associated with PAR is achieved by running and tuning out.

Using an analogous terminology, Pargman (1980) referred to two types of clearly differentiated runners. On the one hand, addict-dependent runners (with PAR) with a lower degree of adherence to continuous running, but who felt greater satisfaction when running and, on the other hand, the committed-dedicated runners (with NAR) with a high degree of adherence to continuous running although, due to external motivations such as, for example, medical prescription, so they do not usually enjoy running.

However, a specific instrument to measure NAR was not validated until one decade later, when Chapman and De Castro (1990) developed and validated the Running Addiction Scale (RAS), the instrument of reference to date to measure NAR. In their study, they also concluded that both sexes could have great CR, but that nonetheless women did not obtain such high NAR values as men.

In contrast, Dawson and Peco (2004), in a study in which they applied an instrument that contained a scale based on Carmack and Martens' (1979) CRS, Chapman and De Castro's (1990) RAS, and a series of questions about the runners' weekly number and type of training sessions, finding a positive relation between CR and NAR, so that higher CR indicated a higher degree of NAR. Moreover, although they found no significant sex differences at the construct level, these constructs were significant predictors of a higher number of weekly training sessions in males but not in females.

The psychometric characteristics of the RAS proceed from the original study (Chapman & De Castro, 1990), and to date, it is the only reference on which to base judgments of these properties. Both the structure of the scale and its reliability (see the Instrument section) are psychometrically adequate.

In the literature, we found instruments to measure similar constructs, such as the Exercise Dependence Questionnaire (EDQ; Ogden, Veale, & Summers, 1997), which measures dependence on exercise in general, but in view of the lack of specific studies of marathoners' NAR and of an adequate instrument to measure such constructs in Spanish, the goal of this work is the adaptation and confirmation of the psychometric properties of the original instrument of Chapman and De Castro (1990) in sample of our environment and culture (Spain). This validation process will also serve to enrich the still insufficient data about the psychometric guarantees of the original version because, methodologically, certain guidelines are required that were not strictly followed in the work that led to the RAS.

For example, the sample sizes of the original pilot study ( $n = 5$ ) and of the total sample of the study that produced the RAS ( $n = 56$ ) are insufficient because, as recom-

mended by Osterlind (1989), there should be between 50 and 100 participants for a pilot study and at least 300 for a final study. Moreover, the authors did not strictly follow the succession of pertinent reference analyses to obtain sufficient evidence of the validity of the RAS. We refer to those explained by Carretero-Dios and Pérez (2005, 2007) for the elaboration of instrumental studies, which we followed in our study.

Our work presents the results of two independent studies. In the preliminary study, using a pilot sample of 174 marathoners, after presenting the process of translation and adaptation of the items and the data related to the evidence of their content validity, we carry out the statistical analysis of the items, we explore the dimensional structure of the test, and we conduct a reliability analysis of the instrument. In the second study, with a total sample of 975 marathoners of similar characteristics to those of the pilot study, by means of confirmatory procedures, we analyze the structure of the instrument, its construct validity, internal consistency, and temporal stability. Moreover, as we collect data about sex and age in the second study to analyze NAR differences in these two variables, we obtain new evidence of the validity of the Spanish version of the RAS.

For this purpose, on the basis of this literature review, we propose the hypothesis that, in our population, both men and women have similar NAR levels, and, likewise, runners of different ages do not necessarily present significant differences with regard to NAR; that is, neither age nor sex are variables that significantly affect the degree of NAR in Spanish marathoners.

## **Study 1: Preliminary Psychometric Study of the RAS**

### **Method**

#### ***Participants***

A total of 174 runners (163 men = 93.8%, 11 women = 6.3%), who were also participants in the marathon of Ciudad Real (Spain) on October 26, 2008, took part in the study. Their age ranged between 22 and 68 years ( $M = 41.29$ ,  $SD = 8.10$ ), with mean age for men of 41.60 ( $SD = 8.15$ ) and for women of 36.73 ( $SD = 5.76$ ).

#### ***Instrument***

*Running Addiction Scale* (RAS) (Chapman & De Castro, 1990). The original 11-item instrument was designed to measure the negative addiction to running. Participants rate their responses on a 7-point Likert-type scale, ranging from 1 (*strongly disagree*) to 7 (*strongly agree*), and the total RAS score ranges between a minimum score of 11 (minimal addiction to running) to a maximum score of 77 (maximum addiction to running). Internal consistency for the scores of the total scale in the original study was .82.

#### ***Translation and Prior Phases of the Adaptation Process of the RAS to Spanish***

Firstly, we checked item equivalence in the translation process. The Spanish adaptation of the RAS was carried out following the international methodological standards recommended by the International Test Commission (ITC) to correctly adapt tests and scales from one culture to another (Hambleton, 2005; Muñiz & Bartram, 2007; Muñiz & Hambleton, 2000). In order to avoid inaccuracy, we combined direct and backward translation of the items (Brislin, 1970, 1986). Firstly, following the parallel back-

translation procedure (Brislin, 1986), the scale was independently translated from English (the original language) to Spanish by two bilingual translators. Next, the two translations were compared and any possible discrepancies were discussed and a consensuated version of all the items was obtained. Using this version, a backward translation (Spanish to English) was carried out by two different native bilingual translators with extensive knowledge of both the target and the source language, and who were not familiar with the original scale. The adequacy of the translation was judged as a function of the degree of coincidence with the original version (Hambleton, 2005), and some of items were changed as a result.

The qualitative assessment of the items (content validity) was performed by expert judges (Osterlind, 1989). This was carried out by four experts (two experts in scale construction and two experts who were familiar with the construct to be assessed). They received a table with the specifications of the items (Calabuig & Crespo, 2009; Spaan, 2006), and the semantic definition of the construct to be assessed and its components. Next, the list of items that had been designed to assess addiction to running was presented, and they were requested to judge whether or not each item belonged on the list. Subsequently, they appraised the drafting of each item to determine whether the items were comprehensible; thus, the judges rated the adequate comprehension of each item by means of a scale ranging from 0 (*strongly disagree*) to 4 (*strongly agree*). There was also a section in which they could make general observations about each item, so they could draft an alternative if they deemed it appropriate. All the items that obtained mean scores lower than 3 were reviewed (Nuviala, Tamayo, Iranzo, & Falcón, 2008).

Lastly, to determine the clear formulation of the items, the Spanish version of the scale was applied to 24 marathoners, whose comments about the instructions and the way the items were drafted led to minor changes. Finally, this last version was administered to a sample of 174 marathoners. After analyzing the psychometric results and a last review by the research team, we obtained the final Spanish version of the RAS.

### ***Procedure***

We requested the race organization permission to apply the instrument by means of a letter in which we explained the goals of the investigation, how it would be carried out, including a model of the instrument. They granted us permission to administer the instrument and placed a stand at our disposal for this purpose. The questionnaire was administered by the researchers when the participant athletes collected their dorsals (race numbers) the day before the race. All the subjects were informed of the goals of the study, and of the voluntariness, and complete confidentiality of their responses and data treatment. They were also informed that there were no right or wrong responses and they were requested to answer with the maximum sincerity and honesty.

### ***Data Analysis***

Item analysis, homogeneity and internal structure, correlational analysis (Pearson's coefficient), and internal consistency (Cronbach's alpha) were conducted with the SPSS 17.0.

## **Results**

### ***Analysis of the Scale Items***

We followed an analysis procedure according to the recommendations of Carret-

ero-Dios and Pérez (2005). Firstly, we conducted the statistical analysis of the scale items, maintaining the distribution of the original instrument (Chapman & De Castro, 1990). The criteria to maintain an item were: a corrected item-total correlation coefficient value higher than or equal to  $r = .30$ , a standard deviation higher than 1, and the corroboration that all the response options had been used at some time (Nunnally & Bernstein, 1994/1995). We calculated the reliability of the scale with the internal consistency index (Cronbach's alpha), which proved adequate ( $\alpha = .79$ ).

Table 1

*Mean (M), Standard Deviation (SD), Item-total Correlation (R IT-c), Alpha of the Theoretical Scale, and the Dimension if an Item is Eliminated ( $\alpha$  without the Item)(n = 174)*

	M	SD	R IT-c	$\alpha$ without the item
1 Suelo correr por los mismos sitios, a las mismas horas, igual distancia, etc.	4.63	1.33	.15	.83
2 Si el clima es demasiado frío, caluroso o ventoso, no correré ese día (R)	5.18	1.35	.61	.69
3 No cambiaría planes con los amigos para poder ir a correr (R)	4.83	1.79	.54	.73
4 He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión (R)	4.66	1.99	.51	.75
5 Correría con dolor intenso	2.72	1.97	.22	.82
6 No he gastado mucho dinero en literatura sobre footing o en equipamiento y accesorios para correr (R)	2.97	1.75	.21	.82
7 Si hubiese otra manera de mantener mi forma física actual, no correría ninguna vez más (R)	5.64	1.59	.53	.74
8 Después de correr me siento mejor	6.88	1.36	.61	.70
9 Continuaría corriendo mientras una lesión se me cura	3.49	1.88	.41	.78
10 Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras	5.15	1.71	.65	.68
11 Siento que necesito correr al menos una vez todos los días	4.39	1.95	.50	.75

Internal consistency index of the scale:  $\alpha = .79$ .

Note. (R) The score of these items is reversed. Shaded items were eliminated from the scale.

[Translator's note: The scale items have not been translated because this is the Spanish version of a scale originally published in English.]

The scale had items with mean response values that ranged between 2.72 (Item 5) and 6.88 (Item 8), and the standard deviations were higher than 1, ranging between 1.33 (Item 1) and 1.99 (Item 4). There were very low values of corrected item-total correlations in three of the items (Item 1,  $r = .15$ , Item 5,  $r = .22$ , and Item 6,  $r = .21$ ) so we decided to eliminate them (see Table 1). We recalculated the reliability of the scale with eight items, and Cronbach's alpha increased to .82.

### *Analysis of Scale Homogeneity*

We calculated the correlation between the total scale score (with the three above-mentioned items eliminated) and the eight scale items. The values ranged between a minimum of  $r = .58$  and a maximum of  $r = .73$  ( $p < .01$ ). Likewise, we calculated an inter-item correlation, obtaining an acceptable positive correlation between the diverse items (Carretero-Dios & Pérez, 2005), with values between  $r = .16$  and  $r = .39$ .

### *Analysis of the Internal Structure of the Scale*

The skewness and kurtosis indexes were close to the value zero and  $< 2.0$ , as recommended by Bollen and Long (1994). We calculated the Kaiser-Meyer-Olkin sample adequacy measurement (KMO = .81) and Bartlett's sphericity test,  $\chi^2(28, N = 174) = 813.103$ ,  $p < .001$ . We performed exploratory factor analysis of the 8 items selected, using the maximum likelihood extraction method. The results showed that the items were grouped into a single factor (Eigenvalue = 3.97), which explained 49.71% of the total variance (see Table 2).

Table 2

*Factor Structure, Communalities, Percentage of Variance Explained, Eigenvalue, and Cronbach's Alpha of the RAS (n = 174)*

	Addiction to running	$h^2$
2 Si el clima es demasiado frío, caluroso o ventoso, no correré ese día (R)	.60	.56
3 No cambiaría planes con los amigos para poder ir a correr (R)	.46	.41
4 He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión (R)	.44	.39
7 Si hubiese otra manera de mantener mi forma física actual, no correría ninguna vez más (R)	.51	.48
8 Después de correr me siento mejor	.58	.54
9 Continuaría corriendo mientras una lesión se me cura	.39	.35
10 Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras	.63	.62
11 Siento que necesito correr al menos una vez todos los días	.43	.38
% Explained variance	49.51	
Eigenvalue	3.97	
Cronbach's alpha	.82	

Nota: (R) estos ítems invierten su puntuación.

Therefore, the final Spanish version of the RAS scale is made up of eight items (see Table 3) that refer to the negative addiction to running. The responses about their running habits are also rated on a 7-point Likert-type scale, ranging from 1 (*strongly disagree*) to 7 (*strongly agree*). The scores of Items 1, 2, 3, and 4 are reversed.

Table 3

*Mean (M), Standard Deviation (SD), Item-total Correlation (R IT-c), Alpha of the Theoretical Scale and the Dimension if an Item is Eliminated ( $\alpha$  without the Item), Skewness, and Kurtosis (n = 975)*

	M	SD	R IT-c	$\alpha$ without the item	Skewness	Kurtosis
1 Si el clima es demasiado frío, caluroso o ventoso, no correré ese día (R)	5.44	1.58	.62	.68	-.40	.65
2 No cambiaría planes con los amigos para poder ir a correr (R)	4.78	1.76	.58	.72	.57	-.51
3 He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión (R)	4.88	2.05	.53	.79	.59	-1.04
4 Si hubiese otra manera de mantener mi forma física actual, no correría ninguna vez más (R)	5.75	1.54	.54	.78	-1.03	1.18
5 Después de correr me siento mejor	6.34	1.17	.60	.70	-1.09	1.29
6 Continuaría corriendo mientras una lesión se me cura	3.57	1.90	.48	.83	.15	-1.11
7 Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras	5.02	1.65	.63	.67	-.71	-.24
8 Siento que necesito correr al menos una vez todos los días	4.27	1.93	.58	.72	.17	-1.06

Internal consistency index of the scale:  $\alpha = .84$ .

Note. (R) The score of these items is reversed.

## Study 2: Confirmatory Factor Analysis, Construct Validity, Internal Consistency, and Temporal Stability

The goal of this study was to contribute evidence of the dimensionality of the RAS in a sample marathoners, applying confirmatory analysis procedures. We shall analyze the psychometric properties of the Spanish version of the RAS with five specific goals: (a) to examine the factor structure of the RAS in a sample of marathoners through confirmatory factor analysis; (b) to assess the construct validity from the correlations between the eight items of the RAS; (c) to assess the internal consistency of the RAS; (d) to verify the temporal stability of the scale; and (e) to assess sex and age differences from the means obtained in the RAS.

## **Method**

### ***Participants***

The RAS was administered to 975 marathoners in the races of San Sebastián (November 30, 2008), Seville (February 22, 2009), and Barcelona (March 1, 2009). The sample was made up of 915 men (93.8%) and 60 women (6.2%), age range between 17 and 71 years (total sample:  $M = 39.67$ ,  $SD = 8.53$ ; men:  $M = 39.66$ ,  $SD = 8.61$ ; women:  $M = 39.88$ ,  $SD = 7.39$ ).

To assess temporal stability of the RAS, 30 runners (10 from each marathon) were randomly selected from among those who had provided their e-mail address, and we sent them the questionnaire nine weeks later. Of them, 21 marathoners (19 men, 2 women) mean age 44.2 years ( $SD = 10.05$ ) responded, thus completing the RAS for the second time.

### ***Instruments***

The Spanish version of the RAS derived from Study 1 was used (see Table 3). We collected sociodemographic data such as sex and age.

### ***Procedure***

We used the same procedure described in Study 1.

### ***Statistical Analyses***

Confirmatory factor analysis to evaluate the factor structure of the RAS was performed with the AMOS 6.0 program. The analyses of items, homogeneity and internal structure, correlation (Pearson coefficient), internal consistency (Cronbach's alpha), temporal stability with test-retest correlation and mean, to determine sex and age differences, were carried out with the SPSS 17.0 program.

## **Results**

### ***Initial Description of the Data of the Spanish Version of the RAS***

In Table 3 are shown the descriptive statistics of the eight items of the Spanish version of the RAS (mean, standard deviation, item-total correlation, alpha if an item is eliminated, skewness, and kurtosis). Firstly, statistical analysis of the eight items of the scale was performed in order to confirm the results of Study 1. The descriptive data (mean, standard deviation, and response range) were similar to those found in Study 1. The corrected item-total correlation indexes were adequate, as the minimum value is  $r = .48$  (see Table 3).

### ***Confirmatory Factor Analysis (CFA) of the Spanish Version of the RAS***

We applied structural equation models to determine whether, from a confirmatory perspective, the dimensions proposed theoretically by Chapman and De Castro (1990) fit the data obtained with the sample employed. The factor structure of the RAS was assessed with CFA, using the AMOS 7.0 program to determine the construct validity. A frequent error when performing CFA is to not take the normality of the data into account multivariately (Byrne, 2001). It is common for univariate analysis to reveal values indicating a normal distribution, but this changes when the distribution is analyzed multivariately, which is what we did in our model, because a Mardia's coefficient (7.24) higher than 2 indicates a lack of multivariate normality in the data, which violates

one of the basic assumptions for CFA. There are several techniques to correct this: to use an estimation method that is not affected by the lack of normality or to use strategies that do not require multivariate normality. We chose the latter technique, using maximum likelihood estimation, the *bootstrapping* technique, and the procedure of maximum similarity (West, Finch, & Curran, 1995).

The fit of the model was assessed by a combination of absolute and relative fit indexes (Bentler, 1995). The model presented correct values that allowed us to determine the acceptable goodness of fit of the original model (Browne & Cudeck, 1993; Hoyle, 1995; Hu & Bentler, 1999; Jöreskog & Sörbom, 1993; Kline, 1998; Shumacker & Lomax, 1996), as the following values were obtained:  $\chi^2/df = 4.07$ , the goodness-of-fit index (GFI = .88), the incremental fit index (IFI = .90), the comparative fit index (CFI = .90), the Tucker-Lewis index (TLI = .88), the standardized root mean square residual (SRMR = .05), and the root mean square error of approximation (RMSEA = .07). The standardized coefficients of the relation of the latent variable (RAS) with each one of the items ranged between .59 and .88.

#### ***Analysis of the Reliability of the Spanish Version of the RAS***

We conducted an analysis of the reliability with Cronbach's alpha coefficient. The results revealed an alpha coefficient of .84 for the factor Addiction to Running.

Temporal stability was assessed in a sample of 21 marathoners who completed the RAS twice, with a 9-week interval. The results of the pretest was  $\alpha = .82$ , and of the posttest  $\alpha = .85$ , and the test-retest correlation was  $r = .81$ .

#### ***Inter-item Correlations in the Spanish Version of the Scale***

We calculated the inter-item correlations, obtaining an acceptable positive correlation among the diverse items (Carretero-Dios & Pérez, 2005), with values ranging between  $r = .17$  and  $r = .41$ . Likewise, we calculated the correlation between the total scale score and the items that comprise it, obtaining values ranging between a minimum of  $r = .57$  and a maximum of  $r = .79$  ( $p < .01$ ).

#### ***Sex and Age Differences of the Spanish Version of the RAS***

We carried out an analysis of sex differences (see Table 4) as a function of the mean scores in the eight items and of the total score in the Spanish version of the RAS, using t-test, and taking into account Levene's test to estimate variance equality with a level of significance of  $p < .01$ , with all the items meeting homogeneity criteria. The results yielded significant differences only in Items 2 and 7 ("I wouldn't change plans with friends to go running," and "Some days, I run even if I don't feel like it"), with the women obtaining higher scores than the men, although the effect size was small ( $r_2 = .18$  and  $r_7 = .14$ ). In the total scale, as with the rest of the items, no statistically significant differences were found.

Table 4  
Means (M), Standard Deviations (SD) and Significance (p-Value) of the Total Score and of the RAS Items as a Function of Sex (t-test) and Age Groups (ANOVA)

Items	Men (n = 915)		Women (n = 60)		Levene's test	t
	M	SD	M	SD		
1 Si el clima es demasiado frío, caluroso o ventoso, no correré ese día (R)	5.43	1.57	5.50	1.69	.68	-.31
2 No cambiaría planes con los amigos para poder ir a correr (R)	4.73	1.75	5.42	1.80	.00	-4.91**
3 He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión (R)	4.88	2.15	4.92	2.25	.57	-.14
4 Si hubiese otra manera de mantener mi forma física actual, no correría ninguna vez más (R)	5.75	1.54	5.68	1.54	.85	.32
5 Después de correr me siento mejor	6.33	1.17	6.50	1.08	1.49	-1.11
6 Continuaría corriendo mientras una lesión se me cura	3.56	1.88	3.70	2.12	3.01	-.54
7 Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras	4.99	1.66	5.47	1.44	.50	-4.16*
8 Siento que necesito correr al menos una vez todos los días	4.26	1.93	4.45	1.96	.03	-.74
Puntaje total de la escala RAS versión española	30.34	4.44	30.60	4.27	1.50	-1.71

(\*)  $p < 0,05$ ; (\*\*)  $p < 0,01$ .

Table 4  
Means (M), Standard Deviations (SD) and Significance (p-Value) of the Total Score and of the RAS Items as a Function of Sex (t-test) and Age Groups (ANOVA)

Items	17-35 years (n = 273)		36-40 years (n = 234)		41-45 years (n = 175)		46-50 years (n = 137)		Over 50 years (n = 156)		Levene's test	F
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD		
1 Si el clima es demasiado frío, caluroso o ventoso, no correré ese día (R)	5.40	1.67	5.58	1.50	5.50	1.48	5.23	1.60	5.40	1.63	1.49	1.24
2 No cambiaría planes con los amigos para poder ir a correr (R)	4.67	1.79	4.92	1.74	4.88	1.75	4.71	1.71	4.67	1.78	.48	.96
3 He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión (R)	4.59	2.24	4.87	2.08	4.99	2.10	4.84	2.18	5.38	2.07	2.00	3.21**
4 Si hubiese otra manera de mantener mi forma física actual, no correría ninguna vez más (R)	5.68	1.53	5.75	1.60	5.97	1.32	5.55	1.71	5.79	1.49	1.51	1.68
5 Después de correr me siento mejor	6.31	1.18	6.40	1.05	6.34	1.16	6.27	1.25	6.33	1.26	.57	.37
6 Continuaría corriendo mientras una lesión se me cura	3.61	1.87	3.58	1.89	3.86	1.93	3.39	1.87	3.28	1.91	.16	2.17
7 Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras	4.91	1.74	5.03	1.56	5.15	1.66	5.00	1.66	5.07	1.62	1.45	.60
8 Siento que necesito correr al menos una vez todos los días	4.28	1.93	4.34	1.97	4.27	2.00	4.07	1.89	4.32	1.86	.59	.48
Puntaje total de la escala RAS versión española	30.77	4.60	30.24	4.18	30.27	4.50	30.39	4.59	29.75	4.21	1.13	2.05

\*  $p < .05$ . \*\*  $p < .01$ .

To analyze age, we categorized this variable into five groups coinciding with the age categories of the Royal Spanish Athletic Federation: up to 35 years (senior category), from 36 to 40 years (veterans' category M-35 in men and W-35 in women), from 41 to 45 years (veterans M-40 and W-40), from 46 to 50 years (veterans M-45 and W-45) and = or > 50 years (veterans M-50 and W-50 and so on). The assumption of variance homogeneity (homoscedasticity) was met in all the items ( $p < .01$ , see Table 4), which, along with the fact that the samples are large and more or less balanced, allows the use of ANOVA, and Bonferroni as post-hoc test. The ANOVA of Item 3 ("I have stopped running for at least a week due to a reason other than an injury") was significant,  $F(4, 970) = 3.219, p = .012$ . The only differences were found between the youngest (17-35 years,  $M = 4.59$ ) and the older runners (= or > 50 years,  $M = 5.38$ ) (post-hoc Bonferroni). The effect size was low ( $r_3 = .22$ ). In the rest of the items and in the total score of the RAS, no statistically significant differences were obtained.

### Discussion and Conclusions

Since a little more than 30 years ago, international researchers from the field of psychology have treated marathoners--the population most highly committed to their

sport--for addiction to its practice (Carmack & Martens, 1979; Chapman & De Castro, 1990; Dawson & Peco, 2004; Glasser, 1976; Kostrubala, 1977; Leedy, 2000; Masters et al., 1993; Pargman, 1980; Thornton & Scott, 1995). However, although it is also undoubtedly relevant for Spanish investigators, the absence of any research in our language and context as well as of specific instruments to measure NAR is truly remarkable, and this latter fact justifies the need for our study. Therefore, the goal achieved in the present instrumental work consisted of the adaptation and verification of the psychometric properties of the original instrument, the RAS of Chapman and De Castro (1990), to Spanish with samples from our environment and culture. It is noteworthy that the data concerning the psychometric guarantees of the original version are insufficient to obtain the theoretical structure of the original scale, which has nonetheless been accepted. Thus, for our study, we followed the current reference rules explained by Carretero-Dios and Pérez (2005, 2007) for the development and review of instrumental studies. Whereas, in the original study, the authors used an 11-item scale to assess NAR, and in our work, we used an 8-item scale that presented correct values, which allowed us to determine the acceptable goodness of fit of the original model and, moreover, the scale in Spanish (RAS-8) obtained an internal consistency index that slightly exceeded that of the original RAS. Thereby, with the RAS-8, total scores that range between 8 (minimum NAR) and 56 points (maximum NAR) can be obtained.

Regarding its applications, we analyzed the NAR sex and age differences, finding no significant differences in the total score of the scale, as predicted in our hypothesis and in accordance with the investigators of the most recent studies regarding sex (Dawson & Peco, 2004) and age (Thornton & Scott, 1995), which contributes more evidence of the validity of our instrument.

A vast field of research possibilities is open to future research, as suggested in the literature consulted. In addition to applying the RAS-8, researchers can collect data about other comparative variables of interest, such as the personal marathon level, number of years running, economic or educational level, training days or kilometers covered each week, as well as the degree of commitment and the reasons for running, which would contribute new and valuable evidence of the validity of the RAS-8.

Lastly, we have adapted a very relevant instrument to the Spanish language, obtaining adequate psychometric properties with a very representative sample, and this fills the gap in the knowledge of this field of sports psychology research. However, we think it is important to perform more studies with different samples of diverse provenances, to continue to obtain more evidence from various sources of validity.

### References

- Águila Soto, C. (2005). *Ocio, jóvenes y posmodernidad* [Leisure, youth, and postmodernity]. Almería: Universidad de Almería.
- Ardila, R. (2003). Calidad de vida: una definición integradora [Quality of life: An integrating definition]. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 35, 161-164.
- Bentler, P.M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bollen, K.A., & Long, J.S. (1994). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.

- 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. In W. Lonner & J. Berry (Eds.), *Field methods in cross-cultural research* (pp. 137-164). Beverly Hills, CA: Sage.
- Browne, M., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. Bollen & J. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Byrne, B.M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Calabuig, F., & Crespo, J. (2009). Uso del método Delphi para la elaboración de una medida de la calidad percibida de los espectadores de eventos deportivos [Use of the Delphi method to elaborate a measure of perceived quality by sport-event spectators]. *Retos, 16*, 21-25.
- Carmack, M.A., & Martens, R. (1979). Measuring commitment to running: A survey of runner's attitudes and mental status. *Journal of Sport & Exercise Psychology, 1*, 25-42.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales [Guidelines for the development and review of instrumental studies]. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 5*, 521-551.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2007). Standards for the development and the review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 7*, 863-882.
- Chapman, C.L., & De Castro, J.M. (1990). Running addiction: Measurement and associated psychological characteristics. *The Journal of Sports Medicine and Physical Fitness, 30*, 283-290.
- Dawson, K. A., & Peco, J. (2004). Exercise motivation, commitment, addiction and gender. *Medicine & Science in Sports & Exercise, 36*, 64-65.
- García Ureta, I. (2007). Addictive buying: Causes, processes, and symbolic meanings. Thematic analysis of a buying addict's diary. *The Spanish Journal of Psychology, 10*, 408-422.
- Glasser, W. (1976). *Positive addiction*. New York: Harper & Row.
- Hambleton, R.K. (2005). Issues, designs and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. In R.K. Hambleton, P.F. Merenda & S.D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Hoyle, R.H. (1995). *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.
- Jöreskog, K.G., & Sörbom, D. (1993). *Structural equation modeling with the SIMPLIS*

- command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R.B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Kostrubala, T. (1977). *The joy of running*. New York: Simon & Schuster.
- Leedy, M.G. (2000). Commitment to distance running: Coping mechanism or addiction? *Journal of Sport Behavior*, 23, 255-270.
- Masters, K.S., Ogles, B.M., & Jolton, J.A. (1993). The development of an instrument to measure motivation for marathon running: The Motivations of Marathoners Scales (MOMS). *Research Quarterly for Exercise and Sport (RQES)*, 64, 134-143.
- Muñiz, J., & Bartram, D. (2007). Improving international tests and testing. *European Psychologist*, 12, 206-219.
- Muñiz, J., & Hambleton R.K. (2000). Adaptación de los tests de unas culturas a otras [Adapting tests from one culture to another]. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento*, 2, 129-149.
- Nunnally, J.C., & Bernstein, I.J. (1994). *Psychometric theory* (3<sup>rd</sup> ed.). New York: McGraw Hill [Spanish translation: *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill, 1995].
- Nuviala, A., Tamayo, J.A., Iranzo, J., & Falcón, D. (2008). Creación, diseño, validación y puesta en práctica de un instrumento de medición de la satisfacción de usuarios de organizaciones que prestan servicios deportivos [Creation, design, validation, and implementation of an instrument to measure the satisfaction of users of organizations that provide sports services]. *Retos*, 14, 10-16.
- Ogden, J., Veale, D., & Summers, Z. (1997). The development and validation of the Exercise Dependence Questionnaire. *Addiction Research*, 5, 343-356.
- Osterlind, S.J. (1989). *Constructing test items*. London: Kluwer Academic Publishers.
- Pargman, D. (1980). The way of the runner: An examination of motives for running (pp. 90-98). In R. M. Suinn (Ed.), *Psychology in sports: Methods and applications* (pp. 90-98). Minneapolis: Burgess.
- Real Academia Española de la Lengua (2004). *Diccionario DRAE* [DRAW dictionary], 22<sup>nd</sup> ed., [computer software on disk]. Madrid.
- Shumacker, R.E., & Lomax, R.G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Spaan, M. (2006). Test and item specifications development. *Language Assessment Quarterly*, 3, 71-79.
- Thornton, E.W., & Scott, S.E. (1995). Motivation in the committed runner: Correlations between self-report scales and behaviour. *Health Promotion International*, 10, 177-184.
- West, S.G., Finch, J.F., & Curran, P.J. (1995). Structural equations models with non-normal variables. In R.H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage.

### Artículo 3.

Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (en prensa). “Súper-adherencia” del maratoniano; variables predictoras y diferencias de género. *Universitas Psychologica*.

**“Súper-adherencia” del maratoniano; variables predictoras y diferencias de género**  
**Marathoner’s “super-adherence”; predictors variables and gender differences**

**RESUMEN.** La vertiente lúdica del creciente tiempo de ocio en España cada vez se está rellendo más con el postmodernista fenómeno de la popularización de la carrera continua. El presente estudio investiga en su mayor practicante, el maratoniano, qué variables motivacionales y de entrenamiento predicen su elevado *compromiso* y *adicción negativa* con su actividad deportiva, con el objetivo de tratar de obtener unas conclusiones útiles para aumentar la adherencia a programas de actividad físico-deportiva en la población general. Para ello partiremos de la hipótesis de que los maratonianos de nuestra población tienen unos niveles muy altos de *compromiso* y *adicción negativa* a correr, que ambos constructos tienen una elevada correlación entre sí y se pueden predecir tanto por sus altos y diferentes tipos de motivación, como por cuatro variables de entrenamiento. Los resultados confirman las hipótesis obteniéndose valiosos datos descriptivos y unos sólidos modelos predictivos en ambos constructos evaluados por sexo. Sin embargo, lo que no fuimos capaces de predecir fue que las mujeres obtuvieron grados más altos que los hombres en *compromiso*, *adicción negativa* a correr y en todas las motivaciones, muchas veces además de forma significativa. Todos estos datos obtenidos permitieron extraer valiosas conclusiones.

**PALABRAS CLAVE.** Maratón, Compromiso, Adicción, Motivación, Variables de Entrenamiento.

**ABSTRACT.** The playful aspect of the growing leisure time in Spain is increasingly being filled with the postmodern phenomenon of the popularization of jogging. This survey investigates on the greatest practitioner, the marathoner, what motivational and training variables predict its high commitment and negative addiction to his sport, with the aim of trying to obtain some useful conclusion to increase adherence to physical-sport activity programs in the general population. For it, we start of the hypothesis that in Spain the marathoners have high levels in commitment and negative addiction to run, the two constructs are highly correlated with each other and can be predicted by both its highs and differents types of motivations, as for four training variables. The results confirm the hypothesis obtained valuable descriptive data and solid predictive models in both constructs evaluated by sex. However, what we failed to predict was the women got higher grades that men in commitment, negative addiction to run and all the motivations, also often significantly. All this data made it possible to draw valuable conclusions.

**KEYWORDS.** Marathon, Commitment, Addiction, Motivation, Training Variables.

## Introducción

La *falta de tiempo* ha sido el motivo más aludido para la inactividad física en los últimos años (Valero, Gómez, Gavala, Ruiz-Juan y M. E. García, 2007), aunque cada vez va cobrando menos fuerza en nuestra actual sociedad postmodernista, pues el tiempo de ocio es cada vez mayor y una de las vertientes en la que se está empleando más es en la lúdica, con la práctica de deportes modernos y tradicionales, hobbies, recreación en el hogar, juegos, etc. Ejemplo de estas prácticas deportivas es el *jogging* o carrera continua, que empezó a popularizarse de manera generalizada en la década de los '70 en EE.UU. (Glasser, 1976, Kostrubala, 1977), así como la figura de su practicante por excelencia, el maratoniano. A España, este fenómeno de la popularización masiva de la carrera continua, llegó durante la pasada década de los '90 (M. García, 2005), probablemente por la influencia en la sociedad del postmodernismo y la concesión a Barcelona de los Juegos Olímpicos en 1992.

Mirando el calendario de competiciones de los últimos años en España, se corrobora que cada vez hay más Ayuntamientos que organizan una maratón y, mirando en las propias web de cada carrera, también vemos que no cesa de aumentar rápidamente el número de inscritos a esta modalidad deportiva. En la edición de 2009 de la maratón de Barcelona, por ejemplo, cerca de 10.000 personas cruzaron la meta, a pesar de que tan sólo para acabar una maratón se requiere una capacidad cardiorespiratoria y un nivel de resistencia muscular y psicológica tan alto que sólo puede adquirirse tras muchos meses o años de constante entrenamiento.

Por ello, los maratonianos son probablemente los deportistas con un mayor grado de compromiso con su actividad deportiva (Carmack y Martens, 1979), dado que no sólo entrenan casi todos los días de la semana, sino que se mantienen en su práctica durante muchos años. Este es el primero de los constructos teóricos que vamos a investigar en nuestro estudio: el compromiso a correr (*CC*). Etimológicamente, compromiso es sencillamente una *obligación contraída* (DRAE, 2004), y las dos variables que definen con claridad un alto *CC* en la población de maratonianos son la mayor cantidad de días de entrenamiento y los kilómetros entrenados semanalmente (Thornton y Scott, 1995).

Sin embargo, este compromiso de los maratonianos puede ser llevado a límites que van en detrimento de su calidad de vida (Ardila, 2003), pues llega a deteriorándose la vida social del corredor, su trabajo o incluso su salud, ya sea a nivel físico; seguir corriendo lesionado en contra del consejo del médico, fatiga, disminución del rendimiento (Meeusen *et al.*, 2006), o a nivel mental; síndrome de abstinencia, ansiedad e irritabilidad cuando se pierde un entrenamiento (Pargman, 1980). Es entonces cuando aquel compromiso pasa a convertirse en el segundo constructo teórico objeto de nuestro estudio: la *adicción negativa a correr* (*ANC*).

Glasser (1976) también definió la *adicción positiva a correr* (*APC*), entendiéndola como una actividad que incrementa la fuerza mental y cuando se pierde produce algún tipo de sufrimiento o malestar (físico o psicológico). Para diferenciar ambas adicciones, nos explicaba que la *APC* es agradable, pero no domina la vida de una persona, como ocurre en el caso de la *ANC*, por lo que esta última podría ser comparable con la adicción a las compras de manera compulsiva e irreflexiva que explica I. García (2007).

La *APC* se equipara al concepto de *CC*, nos decían Carmack y Martens (1979) en un estudio donde, además de desarrollar y validar un instrumento para medir el mencionado *CC* (la *Commitment to Running Scale -CR-*), añaden que existe una sensación

placentera de euforia asociada a la *APC* que se consigue al correr *desconectando*. En español existe una versión de la *CR* con adecuadas propiedades psicométricas, la *CR-11* de Ruiz-Juan y Zarauz (en prensa).

Para la medida de la *ANC*, Chapman y De Castro (1990) desarrollaron y validaron la *Running Addiction Scale (RAS)*, instrumento específico de referencia hasta la fecha. En su estudio, además, concluyeron que ambos sexos podían tener mucho *CC*, pero no por ello las mujeres daban valores altos de *ANC* como hacían los hombres. También existe una versión en español de la *RAS* con adecuadas propiedades psicométricas, la *RAS-8* de Zarauz y Ruiz-Juan (en prensa).

Por el contrario, investigaciones más recientes en el tiempo (Thornton y Scott, 1995, Dawson y Peco, 2004), obtuvieron que si existía una alta correlación entre el *CC* y *ANC* en ambos sexos, concluyendo que la segunda suele ser como consecuencia del primero. Por ello, Thornton y Scott (1995) advirtieron que las consecuencias de la *ANC* no debían tomarse a la ligera, pues los corredores con propensión al estrés que se iniciaban a la carrera continua como método de mejorar su salud, podían desarrollar un comportamiento patológico obsesivo con su *CC*, aspecto este corroborado posteriormente por Leedy (2000).

A esta particular manera de los maratonianos de tomarse su actividad deportiva, suma de sus elevados grados de *CC* y *ANC*, Masters, Ogles y Jolton (1993) la denominaron "súper-adherencia", pues la mayoría de estos corredores entrenan mucho más de lo necesario para mantener la forma (que es lo que hacen la mayoría de los deportistas) y continúan a ese ritmo de trabajo durante muchos años.

Por tanto, cabe preguntarse ¿qué es lo que mueve a este creciente número de personas a tener esta "súper-adherencia" que asumen para preparar un maratón?; ¿el reto que supone hacerlo por primera vez, mejorar su tiempo previo si ya se ha terminado alguno, la salud, la amistad con el grupo de amigos con los que entrena y compite, adelgazar, estar en forma, evadirse de las preocupaciones diarias mientras corre...? Estamos ante un tercer constructo teórico, las motivaciones, que vamos a investigar en nuestro estudio por su influencia decisiva en los dos primeros (*CC* y *ANC*).

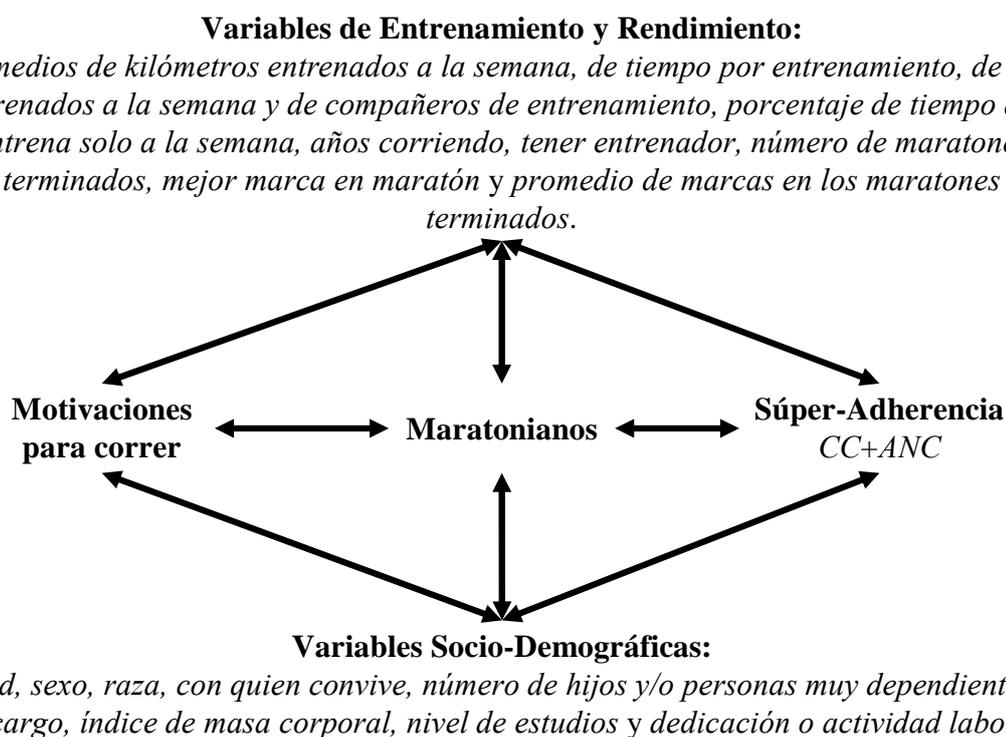
Para medir la motivación específica para correr de los maratonianos, Masters *et al.* (1993) desarrollaron y validaron un instrumento referente hasta la fecha: las *Motivations of Marathoners Scales (MOMS)*, que numerosos investigadores han utilizado o se han basado en él para crear los suyos propios. Contiene 56 motivos para correr, que a su vez se agrupan en 4 categorías generales de motivos (*Motivos Psicológicos, de Logro, Sociales y de Salud Física*) y estas, a su vez, se pueden agrupar en 9 categorías o escalas específicas de motivaciones (*salud general, concerniente al peso, afiliación, reconocimiento, competición, logro de meta personal, metas psicológicas, autoestima y sentido de la vida*). Recientemente, Ruiz-Juan y Zarauz (en prensa), al realizar una adaptación al español de las *MOMS*, obtuvieron una escala con adecuadas propiedades psicométricas, la *MOMS-34*, donde los 56 motivos de la escala original se reducían a 34 en la población española de maratonianos, y las 9 escalas de motivaciones a 7.

Estos tres constructos teóricos definidos hasta ahora (*CC*, *ANC* y motivación) están influenciados y se pueden predecir por una serie de variables, como las que consideran Masters *et al.* (1993) en su *Demographic and Training Questionnaire*, donde enumeran un buen número de variables sociodemográficas, de entrenamiento y de rendimiento.

Así, tenemos que los corredores con un mayor grado de *CC* (=APC) son varones, con más de un año de dedicación a la carrera continua en un mínimo de tres sesiones semanales de al menos 40 minutos (Carmack y Martens, 1979), promediando hombres y mujeres respectivamente 43.8 y 31.4 minutos por entrenamiento, 5.6 y 5 días de entrenamiento a la semana y 6.3 y 1.8 años de experiencia corriendo. Estos autores, además, compararon los motivos de inicio y continuación de los 75 maratonianos con mayor *CC*, y en todos los casos las motivaciones de *salud física* y *psicológica*, seguida del *logro de objetivos*, fueron las motivaciones más aludidas por su población.

Por su parte, Thornton y Scott (1995) obtuvieron que el 77% de los maratonianos de su población tenían unos niveles tan altos de *CC* que les hacía tener *ANC*, siendo el *dominio* y el *reconocimiento social* las motivaciones que más preveían esa “súper-adherencia”.

En resumen, hasta ahora hemos visto una serie de complejas influencias y relaciones entre tres constructos teóricos entre sí (*CC*, *ANC* y motivación) y con un gran número de variables sociodemográficas, de entrenamiento y rendimiento. Estas relaciones quedan reflejadas en la Figura 1.



**Figura 1.** Relaciones entre constructos y variables en los maratonianos

Sin embargo, aunque estas relaciones nos han servido de inspiración y base para nuestra investigación, en nuestra estudio sólo vamos a considerar las relaciones entre estos tres constructos teóricos entre si y con las variables más repetidas en la bibliografía, tanto a nivel de entrenamiento (promedios de *kilómetros entrenados por semana*, *horas por entrenamiento*, *días de entrenamiento por semana* y *años corriendo*), como sociodemográfico (sexo).

Como objetivo de nuestra investigación nos planteamos analizar estas relaciones en su conjunto para tratar de comprender el porqué de esta "súper-adherencia" de los maratonianos (Carmack y Martens, 1979, Dawson y Peco, 2004, Masters *et al.*, 1993, Thornton y Scott, 1995). Al hacerlo, extraeríamos unas conclusiones que quizá puedan servir de punto de partida a los profesionales de la actividad física a la hora de diseñar programas de trabajo en otras poblaciones lo suficientemente motivantes para que disminuya la alta inactividad física de la población general (Gómez, Ruiz-Juan, García, Flores y Barbero, 2008) y su alta tasa de abandono deportivo en los primeros meses (Moreno, Martínez y Alonso, 2006), alargando su ciclo de vida activa y luchando contra el abandono deportivo, aspecto muy relacionado con el sedentarismo y el riesgo de padecer enfermedades crónicas y degenerativas (Vuori, 2004, Fohelholm, Stallknecht y Van Baak, 2006). Esto último, unido a que todavía no se han estudiado las relaciones entre *CC*, *ANC* y motivaciones en la población de maratonianos españoles, nos serviría para completar la justificación de nuestro estudio.

En él partiremos de la hipótesis de que los maratonianos tienen unos niveles muy altos de *CC* y *ANC*, además de que estos dos constructos tienen una elevada correlación entre sí y se pueden predecir por variables diferentes en hombres y mujeres (por sus altos y diferentes tipos de motivación y por los promedios de *kilómetros entrenados por semana*, *horas por entrenamiento*, *días de entrenamiento por semana* y *años corriendo*). También creemos que, aunque los promedios que obtendremos en estas cuatro variables de entrenamiento van a aumentar considerablemente respecto a los que resultaron en estudios precedentes, siguen existiendo notables diferencias entre hombres y mujeres a favor de los primeros, tanto estos promedios de las variables descriptivas de entrenamiento, como en los del *CC*, la *ANC* y las motivaciones.

## **Método**

### ***Participantes***

Se partió del total de maratonianos inscritos en las últimas ediciones de las maratones de San Sebastián, Sevilla y Barcelona. Para asegurar que la muestra era representativa (error  $\pm 3\%$ , intervalo de confianza 95.5%), se empleó un diseño de muestreo estratificado por afijación proporcional teniendo en cuenta el sexo (88.94% hombres; 11.05% mujeres) y la edad.

Se administró un cuestionario a 1226 maratonianos que corrieron las maratones de San Sebastián (30-11-08), Sevilla (22-02-09) y Barcelona (01-03-09). La muestra aleatoria estaba compuesta por 1108 hombres (90.37%) con rango de edad de 17 a 71 años ( $M=39.92$ ;  $DT=8.91$ ) y 118 mujeres (9.63%) con rango de edad de 21 a 57 años ( $M=38.10$ ;  $DT=8.02$ ).

### ***Instrumentos. Propiedades psicométricas.***

- *CR-11* (Ruiz-Juan y Zarauz, en prensa); versión española validada (Anexo 1) de la *Commitment to Running Scale (CR)* de Carmack y Martens (1979). Contiene 11 ítems para medir el *CC*. Las respuestas se recogen a través de una escala tipo Likert desde 1 (*no está nada de acuerdo*) hasta 5 (*está totalmente de acuerdo*), de manera que nos moveríamos entre una puntuación mínima en la *CR-11* de 11 (mínimo *CC*) y máxima de 55 (máximo *CC*). La consistencia interna de la escala es de  $\alpha=.87$ . Presenta valores correctos que permiten determinar una aceptable bondad de ajuste del modelo original. Los resultados del AFC fueron:  $\chi^2/df=2,93$ ;  $GFI=.91$ ;  $IFI=.93$ ;

- $CFI=.93$ ;  $TLI=.91$ ;  $SRMR=.05$ ;  $RMSEA=.05$ .
- ❑ **RAS-8** (Zarauz y Ruiz-Juan, en prensa); versión española validada (Anexo 2) de la *Running Addiction Scale (RAS)* de Chapman y De Castro (1990). Contiene 8 ítems para medir la ANC. Las respuestas de los evaluados se recogen a través de una escala tipo Likert desde 1 (*no está nada de acuerdo*) hasta 7 (*está totalmente de acuerdo*), de manera que nos moveríamos entre una puntuación mínima en la RAS-8 de 8 (mínima ANC) y máxima de 56 (máxima ANC). La consistencia interna de la escala es de  $\alpha=.84$ . Presenta valores correctos que permiten determinar una aceptable bondad de ajuste del modelo original. Los resultados del AFC fueron:  $\chi^2/gl=4.07$ ;  $GFI=.88$ ;  $IFI=.90$ ;  $CFI=.90$ ;  $TLI=.88$ ;  $SRMR=.05$ ;  $RMSEA=.07$ .
  - ❑ **MOMS-34** (Ruiz-Juan y Zarauz, en prensa); versión española validada (Anexo 3) de la *Motivations of Marathoners Scales (MOMS)* de Masters *et al.* (1993). Contiene 7 escalas de motivaciones con 34 ítems o motivos para correr, que miden el grado de orientación motivacional para correr por una u otra escala. Las respuestas se recogen a través de una escala tipo Likert desde 1 (*no es una razón para correr*) hasta 7 (*es una razón muy importante para correr*), de manera que en cada escala nos moveríamos entre una puntuación media mínima de 1 (mínima motivación para correr por esa escala) a 7 (máxima motivación para correr por esa escala). La consistencia interna de las escalas osciló entre un valor mínimo de  $\alpha=.80$  (*Orientación a la salud*) y máximo de  $\alpha=.90$  (*Reconocimiento*). El instrumento presenta valores correctos que permiten determinar una aceptable bondad de ajuste del modelo original. Los resultados del AFC fueron:  $\chi^2_{(506)}=1584.677$ ;  $p<.001$ ;  $\chi^2/gl=3.13$ ;  $GFI=.89$ ;  $IFI=.91$ ;  $CFI=.91$ ;  $TLI=.90$ ;  $SRMR=.06$ ;  $RMSEA=.07$ .
  - ❑ Variables de entrenamiento: promedios de *kilómetros entrenados a la semana*, de *tiempo por entrenamiento*, de *días entrenados a la semana* y de *años corriendo*.

### **Procedimiento**

Se pidió permiso a la organización de las tres carreras mediante una carta en la que se explicaban los objetivos de la investigación y cómo se iba a realizar, acompañándose un modelo del instrumento. Se nos concedió el permiso y facilitó un stand propio al efecto. El cuestionario fue administrado por los investigadores durante la recogida de dorsales de los atletas participantes, durante los momentos de esparcimiento y relax de la visita a la *Feria del Corredor* el día previo a la carrera. Todos los sujetos fueron informados 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 con la máxima sinceridad y honestidad.

### **Análisis estadísticos de los datos**

Los análisis de ítems, homogeneidad de las escalas, estructura interna, correlación entre las escalas (coeficiente de Pearson), consistencia interna (alfa de Cronbach), diferencia de medias por sexo (t Student) y regresión lineal se realizaron con el SPSS 17.0. Para evaluar la estructura factorial se realizó un análisis factorial confirmatorio a través del AMOS 18.0.

### **Resultados**

#### **Descriptivos y diferencias por sexo**

La puntuación media obtenida en la *CR-11* fue de 3.84 (sobre 5) con una desvia-

ción típica de .71, siendo de 3.82 en varones ( $DT=.70$ ) y de 4.04 en mujeres ( $DT=.69$ ). Por su parte, en la *RAS-8* la puntuación media obtenida fue de 4.95 (sobre 7) ( $DT=.92$ ) para el total de la muestra, y de 4.94 ( $DT=.92$ ) y 5.06 ( $DT=.95$ ) respectivamente para varones y mujeres. Los resultados de la prueba *t* (Tabla 1) indican la inexistencia de diferencias significativas en *ANC* (*RAS-8*) entre hombres y mujeres, pero si en *CC* (*CR-11*) a favor de las mujeres ( $F=.026$ ,  $p<.01$ ). Además, la correlación entre ambas escalas, *CR-11* y *RAS-8*, es alta, positiva y significativa ( $r=.59$ ) y sin diferencias entre géneros.

**Tabla 1.** Media, desviación típica, *F* y significatividad del *CC*, *ANC* y de las variables de entrenamiento en hombres ( $n=1108$ ) y mujeres ( $n=118$ ).

<i>Variables</i>	<i>Sexo</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>F+significatividad</i>
<i>CC</i>	Hombres	3.82	.70	.026**
	Mujeres	4.04	.69	
<i>ANC</i>	Hombres	4.94	.92	.089
	Mujeres	5.06	.95	
Km/semana	Hombres	54.71	23.86	4.0***
	Mujeres	45.78	18.70	
Horas entrenamiento/sesión	Hombres	1.18	.50	3.00
	Mujeres	1.11	.38	
Días entrenamiento/semana	Hombres	4.31	1.14	.05
	Mujeres	4.24	1.13	
Años corriendo	Hombres	9.90	8.09	4.75
	Mujeres	8.92	6.83	

\*\*( $p<.01$ ), \*\*\*( $p<.001$ )

Las puntuaciones medias de las siete escalas de motivaciones de las *MOMS-34*, ordenadas de mayor a menor, son: *Significado de la vida-Autoestima*  $M=4.73$  ( $DT=1.29$ ); *Orientación a la salud*  $M=4.72$  ( $DT=1.38$ ); *Superación de metas personales-Competición*  $M=4.39$  ( $DT=1.34$ ); *Meta psicológica*  $M=4.34$  ( $DT=1.58$ ); *Afiliación*  $M=3.82$  ( $DT=1.54$ ); *Peso*  $M=3.78$  ( $DT=1.63$ ) y *Reconocimiento*  $M=2.80$  ( $DT=1.44$ ). Al realizar la prueba *t* de Student para ver las diferencias de sexo (Tabla 2), se aprecian diferencias significativas en las escalas de *Significado de la vida-Autoestima*, *Metas psicológicas*, *Afiliación* y *Peso*, siempre a favor de las mujeres. En el resto de escalas (*Orientación a la Salud*, *Metas Personales-Competición* y *Reconocimiento*) las diferencias de puntuaciones medias entre hombres y mujeres no son significativas.

**Tabla 2.** Media, desviación típica, *F* y significación de las 7 escalas de las *MOMS-34*, en hombres ( $n=1108$ ) y mujeres ( $n=118$ ).

<i>Escalas de Motivaciones</i>	<i>Sexo</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>F+significatividad</i>
Significado de la vida-Autoestima	Hombres	4.70	1.29	.23***
	Mujeres	5.05	1.23	
Orientación a la salud	Hombres	4.72	1.38	.02
	Mujeres	4.78	1.38	
Superación de metas personales-Competición	Hombres	4.39	1.34	.12
	Mujeres	4.41	1.27	
Metas psicológicas	Hombres	4.28	1.56	3.82***
	Mujeres	4.85	1.71	
Afiliación	Hombres	3.79	1.54	.34*
	Mujeres	4.14	1.57	
Peso	Hombres	3.75	1.63	.08*
	Mujeres	4.06	1.67	
Reconocimiento	Hombres	2.80	1.44	.80
	Mujeres	2.81	1.51	

\*( $p<.05$ ), \*\*( $p<.01$ ), \*\*\*( $p<.001$ )

En las variables independientes continuas que hemos manejado como hipotéticamente predictoras del *CC* y/o *ANC*, es decir, sus hábitos de entrenamiento, no encontramos diferencias significativas según el sexo, con la excepción de los *kilómetros entrenados a la semana*, siendo los valores significativamente mayores en los hombres. De esta manera, los maratonianos de nuestra muestra promedian 54.71 kilómetros de entrenamiento a la semana frente a los 45.78 de las maratonianas. Igualmente, ambos sexos sobrepasan la hora y diez minutos por entrenamiento, con una media de más de 4 días de entrenamiento semanales y llevan entre 9 y 10 años corriendo (Tabla 1).

### Análisis regresivo

A continuación, realizamos un análisis de regresión lineal multivariado tomando como variables dependientes las puntuaciones medias de la *CR-11* o *RAS-8* y, como variables predictoras, las puntuaciones medias en las motivaciones y en las variables de entrenamiento. Por último, como variable de selección consideramos ser hombre o mujer.

Como resultado de este análisis obtuvimos unos sólidos modelos que explicaban una gran parte de la varianza en hombres y en mujeres, llegando en algún caso a sobrepasar el 40%. De este análisis extrajimos el valor de  $R^2$  para explicar la varianza, el de *Beta* para explicar la predicción entre variables, el de *F* para ver si existe relación entre las variables seleccionadas y su significatividad (Tabla 3).

**Tabla 3.** Análisis Regresivo Lineal Multivariado; modelos que predicen significativamente el *CC* y *ANC* por género en función de las motivaciones y 4 variables de entrenamiento.

	CC				ANC			
	Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres	
	<i>Beta</i>	<i>Sign.</i>	<i>Beta</i>	<i>Sign.</i>	<i>Beta</i>	<i>Sign.</i>	<i>Beta</i>	<i>Sign.</i>
Km./semana	.164	***	.207		.122	**	.028	
Horas/entrenamiento	.000		-.021		-.027		.077	
Días entr./semana	.038		.046		.171	***	.190	
Años corriendo	.083	**	.036		.011		-.152	
<i>Salud</i>	.155	***	.120		.150	***	.172	
<i>Peso</i>	-.001		-.053		.006		.104	
<i>Sup. Metas-Comp.</i>	.061		-.026		.133	***	.029	
<i>Reconocimiento</i>	-.143	***	-.161		-.179	***	-.353	**
<i>Afiliación</i>	.001		-.007		-.002		-.094	
<i>Metas psicológicas</i>	.128	***	.275	**	.050		.186	
<i>Sign. Vida-Autoestima</i>	.325	***	.348	**	.158	***	.255	*
	$R^2=.317; F=46.233$		$R^2=.405; F=6.553$		$R^2=.198; F=24.663$		$R^2=.346; F=5.091$	

\*(p<.05), \*\*(p<.01), \*\*\*(p<.001)

Los modelos muestran que el *CC* en hombres, se puede predecir significativamente por su mayor número de años corriendo y de kilómetros entrenados a la semana, así como por puntuar alto en las motivaciones de *Significado de la vida-Autoestima*, *Metas Psicológicas* y *Salud*, y bajo en las motivaciones de *Reconocimiento* (explicando este primer modelo el 31.7% de la varianza). Sin embargo, la predicción en mujeres sería únicamente por puntuar alto en las motivaciones de *Metas psicológicas* y *Significado de la vida-Autoestima* (explicando este modelo el 40.5% de la varianza).

Por otra parte, la *ANC* en hombres se puede predecir significativamente por su mayor cantidad de días y kilómetros de entrenamiento a la semana, así como por puntuar alto en las motivaciones de *Salud*, *Superación de Metas Personales-Competición* y

*Significado de la Vida-Autoestima* y bajo en la de *Reconocimiento* (explicando este modelo el 19.8% de la varianza). Sin embargo, la predicción en mujeres sería únicamente por puntuar alto en la motivación de *Significado de la Vida-Autoestima* y bajo en la de *Reconocimiento* (explicando este modelo el 34.6% de la varianza).

### **Discusión y conclusiones**

En nuestro estudio hemos partido de una muestra representativa de la población de los maratonianos españoles para investigar las relaciones entre sus constructos teóricos psicológicos propios (*CC* y *ANC*) entre sí y con una serie de variables predictoras, tanto de tipo motivacional como de hábitos de entrenamiento.

Nuestra muestra, como pensábamos desde el principio, tiene unos altos grados de *CC*, como sucedió con la de Carmack y Martens (1979), Thornton y Scott (1995) y Dawson y Peco (2004), y también de *ANC*, como pasó con la de Chapman y De Castro (1990), Thornton y Scott (1995) y Dawson y Peco (2004). Sin embargo, lo que no fuimos capaces de predecir fue que las mujeres alcanzaran niveles más altos que los hombres en los mencionados constructos, sobre todo y de manera significativa en *CC*, pues en ninguno de los estudios citados anteriormente se produjo.

De la misma manera, como hipotetizamos, nuestros maratonianos tienen unos altos niveles motivacionales con su actividad deportiva, similares a los de Masters et al. (1993), aunque lo que tampoco fuimos capaces de prevenir fue que las mujeres, en todos los casos, tuviesen una puntuación promedio mayor en cada una de las motivaciones, e incluso, en la mayoría de ellas, de manera significativa, pues no existen referencias de ello hasta la fecha.

En cuanto a los hábitos de entrenamiento, como predijimos, los promedios de *horas por sesión de entrenamiento*, de *años corriendo* y de *kilómetros entrenados a la semana*, han aumentado considerablemente respecto a los estudios precedentes (Carmack y Martens, 1979, Chapman y De Castro, 1990, Dawson y Peco, 2004, Masters et al., 1993, Thornton y Scott, 1995). Sin embargo, resultó inesperado que las mujeres tuviesen unos valores promedio similares o sólo ligeramente inferiores a los varones, lo cual indica un claro cambio de tendencia para equilibrar las tradicionales diferencias significativas a favor de los varones en estas variables, como las de los pioneros en estudiar a esta población (Carmack y Martens, 1979).

Todos estos cambios de tendencia mencionados en los hábitos de entrenamiento por un lado, o las diferencias a favor de las mujeres respecto al grado de los tres constructos evaluados por otro, podrían estar debidos a la más rápida evolución del rol de mujer en nuestra actual sociedad postmodernista española del siglo XXI (Águila, 2005).

Como le sucedió a Thornton y Scott (1995) y Dawson y Peco (2004), la correlación entre *CC* y *ANC* en nuestros corredores es muy alta, tanto en hombres como en mujeres, aunque con Carmack y Martens (1979) y Chapman y De Castro (1990) no fue así. Esto puede deberse a la evolución de la sociedad mencionada anteriormente, puesto que nuestros resultados coinciden con los de los estudios más recientes en el tiempo. Por ello podemos afirmar que, en la actualidad, generalmente un aumento *CC* conlleva un aumento en la *ANC*, además de que ambos conceptos son predecibles por diferentes variables en uno y otro sexo como pensábamos.

Basándonos en el análisis regresivo, podemos afirmar que casi todos los tipos de motivación fueron predictores tanto del *CC* como de la *ANC* en hombres, lo cual nos

indica que las motivaciones para correr en ellos no son únicas ni excluyentes de otras, sino que normalmente son varias y altas, como habíamos previsto y confirma la literatura consultada (Carmack y Martens, 1979, Dawson y Peco, 2004, Masters *et al.*, 1993, Leedy, 2000, Thornton y Scott, 1995). Al igual que Carmack y Martens (1979), Leedy (2000) y Thornton y Scott (1995), las motivaciones de *Peso* y *Afiliación* no resultaron predictoras de manera significativa en ninguno de los sexos (por ser de las menos valoradas por nuestra población). Sin embargo, no fuimos capaces de prevenir que en las mujeres sólo dos tipos de motivación fuesen predictoras de su *CC* o *ANC*.

No acertamos del todo en nuestra hipótesis en cuanto a dos aspectos relacionados con los hábitos de entrenamiento. Por un lado, las *horas por sesión de entrenamiento* no fueron una variable predictora del *CC* o la *ANC* en hombres. Por otro, en el caso de las mujeres, ninguna de las variables de entrenamiento manejadas como predictoras finalmente resultaron serlo. Todo ello contrasta con todas las referencias previas (Carmack y Martens, 1979, Chapman y De Castro, 1990, Dawson y Peco, 2004), haciéndose patente una vez más las evidentes diferencias entre sexos que si predijimos.

Con respecto a las motivaciones, tanto en los hombres como en las mujeres de nuestra muestra, las de tipo *Significado de la vida-Autoestima* son las que alcanzan puntuaciones medias más altas por encima de las de *Superación de Metas Personales-Competición*, al igual que Ogles y Masters (2003), lo cual evidencia una inclinación general en esta población hacia las motivaciones *intrínsecas* o las relacionadas con la *tarea* por encima de las motivaciones *extrínsecas* o las relacionadas con el *ego*. Esta tendencia motivacional parece repetirse en deportes de características similares, como el triatlón (Ruiz, 2006), pero no en deportes individuales diferentes como por ejemplo el tenis (Villamarín, Mauri y Sanz, 1998), donde priman más las motivaciones relacionadas con el *ego* y la *competición*.

Por el contrario, las motivaciones de *Reconocimiento* fueron las menos valoradas, al igual que Thornton y Scott (1995), tanto por hombres como por mujeres, pues en ambos casos no se acercaron a la puntuación media, lo cual vuelve a evidenciar que las motivaciones *extrínsecas* o las relacionadas con el *ego* tienen poca importancia en la mayoría de los maratonianos.

Por todo ello, como uno de nuestros objetivos era tratar de sentar unas bases de las que puedan partir los profesionales de la actividad física y el deporte para aumentar el compromiso de sus alumnos, podríamos concluir sugiriendo que sus programas deberían centrarse sobre todo en aumentar las motivaciones de *Significado de la Vida-Autoestima* y *Metas Psicológicas*, tanto en hombres como en mujeres, por ser las motivaciones que en ambos casos predicen un mayor *CC*, estando además entre las más valoradas por nuestra población. Además, también habría que reforzar la motivación de *Salud*, pues junto con las dos anteriores, predice un alto *CC* en los hombres y es la segunda más valorada por las mujeres de nuestra población.

Por contra, no nos interesaría reforzar las motivaciones de *Superación de metas personales-Competición*, pues aunque sea la tercera más valorada por nuestra población, predice en hombres la parte de la “*súper-adherencia*” que no nos interesa adquirir: la *ANC*. Tampoco parece que ninguna de las variables de entrenamiento que predicen un alto *CC* en los hombres de nuestra población podamos aplicarlas para mejorar el compromiso con los programas de actividad físico-deportiva en la población general.

Para estudios futuros, queda abierto un interesante campo de investigación para tratar de aplicar y evaluar la solidez y validez de estas conclusiones en otras poblaciones de practicantes de actividad físico-deportiva.

### Referencias

- Águila Soto, C. (2005). *Ocio, jóvenes y posmodernidad*. Almería: Universidad de Almería.
- Ardila, R. (2003). Calidad de vida: una definición integradora. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 35, 161-164.
- Carmack, M.A. y Martens, R. (1979). Measuring commitment to running: A survey of runner's attitudes and mental status. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 1, 25-42.
- 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.
- Dawson, K.A. y Peco, J. (2004). Exercise Motivation, Commitment, Addiction and Gender. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 36, 64-65.
- Dosil Díaz, J. (2004). Motivación: "motor" del deporte. En *Psicología de la actividad física y el deporte* (pp. 127-153). Madrid: Mc Graw Hill.
- Fohelholm, M., Stallknecht, B. y Van Baak, M. (2006). Exercise and obesity. *European Journal of Sport Science*, 6(1), 15-25.
- García Ferrando, M. (2005). *Encuesta sobre hábitos deportivos de los españoles 2005. Avance de resultados*. Madrid: Ministerio de Educación, Cultura y Deporte. Consejo Superior Deportes.
- García Ureta, I. (2007). Addictive Buying: Causes, Processes, and Symbolic Meanings. Thematic Analysis of a Buying Addict's Diary. *The Spanish Journal of Psychology*, 10, 408-422.
- Glasser, W. (1976). *Positive Addiction*. New York: Harper & Row.
- Gómez López, M., Ruiz-Juan, F., García Montes, M. E., Flores Allende, G. y Barbero Montesinos, G. (2008). Razones que influyen en la inactividad físico-deportiva en la Educación Secundaria Post Obligatoria. *Retos*, 14, 80-85.
- Kostrubala, T. (1977). *The Joy of Running*. New York: Simon & Schuster.
- Leedy, M.G. (2000). Commitment to distance running: coping mechanism or addiction? *Journal of Sport Behavior*, 23, 255-270.
- Masters, K.S., Ogles, B.M. y Jolton, J.A. (1993). The development of an instrument to measure Motivation for Marathon running: the Motivations of Marathoners Scales (MOMS). *Research Quarterly for Exercise and Sport (RQES)*, 64, 134-143.
- Meeusen, R., Duclos, M., Gleeson, M., Rietjens, G., Steinacker, J. y Urhausen, A. (2006). Prevention, diagnosis and treatment of the Overtraining Syndrome. *European Journal of Sport Science*, 6(1), 1-14.

- Moreno Murcia, J.A., Martínez Galindo, C. y Alonso Villodre, N. (2006). Actitudes hacia la práctica físico-deportiva según el sexo del practicante. *Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, II, 3, 20-43.
- Ogles, B.M. y Masters, K.S. (2003). A typology of marathon runners based on Cluster Analysis of Motivations. *Journal of Sport Behavior*, 26(1), 69-85.
- Pargman, D. (1980). The way of the runner: an examination of motives for running (pp. 90-98). En R.M. Suinn (Ed.), *Psychology in sports: Methods and applications*. Minneapolis: Burgess.
- Real Academia Española de la Lengua (2004). *Diccionario de la Real Academia Española de la Lengua, DRAE*, 22ª ed., [software de computadora en disco]. Madrid.
- Ruiz-Juan, F. y Zarauz, A. (en prensa). Validación de la versión española de las Motivations of Marathoners Scales (MOMS). *Revista Latinoamericana de Psicología*.
- Ruiz-Juan, F. y Zarauz, A. (en prensa). Validación de la versión española de la *Commitment to Running Scale (CR)*. Manuscrito presentado para su publicación.
- Ruiz Tendero, G. (2006). *El triatlón como modelo de sistema deportivo en el contexto nacional español e internacional: determinantes para su desarrollo y la consecución del éxito*. Trabajo de Grado. Universidad de Castilla-La Mancha, Toledo.
- Thornton, E.W. y Scott, S.E. (1995). Motivation in the committed runner: Correlations between self-report scales and behaviour. *Health Promotion International*, 10, 177-184.
- Villamarín, F., Mauri, C. y Sanz, A. (1998). Competencia percibida y motivación durante la iniciación en la práctica del tenis. *Revista de psicología del deporte*, 13, 41-56.
- Valero Valenzuela, A., Gómez López, M., Gavala González, J., Ruiz-Juan, F. y García Montes, M. E. (2007). ¿Por qué no se realiza actividad físico-deportiva en el tiempo libre? Motivos y correlatos sociodemográficos. *Retos*, 12, 13-17.
- Vuori, I. (2004). Physical inactivity as a disease risk and health benefits of increased physical activity. *Perspectives*, 6, 1-73.
- Zarauz, A. y Ruiz-Juan, F. (en prensa). Propiedades psicométricas de la versión española de la *Running Addiction Scale (RAS)*. *The Spanish Journal of Psychology*.

**Anexo 1. CR-11 (Ruiz-Juan y Zarauz, en prensa).**

Las siguientes frases pueden o no describir sus sentimientos sobre correr. Puntuar en una escala del 1 (totalmente en desacuerdo) al 5 (totalmente de acuerdo) las siguientes afirmaciones que mejor describan la mayor parte del tiempo sus sentimientos sobre correr.

1. Estoy deseoso de correr	1	2	3	4	5
2. Correr es entretenido	1	2	3	4	5
3. No disfruto corriendo (R)	1	2	3	4	5
4. Correr es de vital importancia para mí	1	2	3	4	5
5. Mi vida es mucho más rica porque corro	1	2	3	4	5
6. Correr es agradable	1	2	3	4	5
7. Me aterroriza la idea de correr (R)	1	2	3	4	5
8. Reorganizaría o cambiaría mi horario para satisfacer mi necesidad de correr	1	2	3	4	5
9. Tengo que forzarme a mí mismo para ir a correr (R)	1	2	3	4	5
10. No ir un día a correr es un alivio enorme (R)	1	2	3	4	5
11. Correr es el punto culminante del día	1	2	3	4	5

(R) Estos ítems invierten su puntuación.

**Anexo 2. RAS-8 (Zarauz y Ruiz-Juan, en prensa).**

Puntuar de 1 a 7 (el número 1 indica que no estás nada de acuerdo con la afirmación que se realiza y el número 7 que estás totalmente de acuerdo) las siguientes afirmaciones al respecto de sus costumbres al correr.

1. Si el clima es demasiado frío, caluroso o ventoso, no correré ese día (R)	1	2	3	4	5	6	7
2. No cambiaría planes con amigos para poder ir a correr (R)	1	2	3	4	5	6	7
3. He dejado de correr al menos durante una semana por otra razón que no fue una lesión (R)	1	2	3	4	5	6	7
4. Si hubiera otra manera de mantener mi forma física actual, no correría ninguna vez más (R)	1	2	3	4	5	6	7
5. Después de correr me siento mejor	1	2	3	4	5	6	7
6. Continuaría corriendo mientras una lesión se me cura	1	2	3	4	5	6	7
7. Algunos días, incluso si no me apetece correr, lo hago de todas maneras	1	2	3	4	5	6	7
8. Siento que necesito correr al menos una vez todos los días	1	2	3	4	5	6	7

(R) Estos ítems invierten su puntuación.

**Anexo 3. MOMS-34 (Ruiz-Juan y Zarauz, en prensa)**

Por favor, califique cada uno de los siguientes motivos para determinar la importancia de cada uno de ellos en la decisión de por qué corre usted, considerando que *una puntuación de 1* indicaría que para usted ese motivo *no es una razón para correr*, hasta *una puntuación de 7* que indicaría que ese motivo es *una razón muy importante para correr*.

1. Para ayudar a controlar mi peso	1	2	3	4	5	6	7
2. Para competir con otros	1	2	3	4	5	6	7
3. Para ganar el respeto de los compañeros	1	2	3	4	5	6	7
4. Para adelgazar	1	2	3	4	5	6	7
5. Para mejorar mi velocidad de carrera (rodajes)	1	2	3	4	5	6	7
6. Para ganar el respeto de la gente	1	2	3	4	5	6	7
7. Para socializar con otros corredores	1	2	3	4	5	6	7
8. Para mejorar mi salud	1	2	3	4	5	6	7
9. Para competir conmigo mismo	1	2	3	4	5	6	7
10. Para tener algo en común con otras personas	1	2	3	4	5	6	7
11. Para prolongar mi vida	1	2	3	4	5	6	7
12. Para conocer gente	1	2	3	4	5	6	7
13. Para que mi familia o amigos estén orgullosos de mí	1	2	3	4	5	6	7
14. Para tener más propósitos en mi vida	1	2	3	4	5	6	7
15. Para parecer más delgado	1	2	3	4	5	6	7
16. Para intentar correr más rápido	1	2	3	4	5	6	7
17. Para participar con mi familia o amigos	1	2	3	4	5	6	7
18. Para sentirme realizado por completo	1	2	3	4	5	6	7
19. Para reducir la probabilidad de padecer un infarto	1	2	3	4	5	6	7
20. Para hacer mi vida más completa	1	2	3	4	5	6	7
21. Para compartir un espíritu de equipo con otros corredores	1	2	3	4	5	6	7
22. Porque es una experiencia emocional positiva	1	2	3	4	5	6	7
23. Para sentirme orgulloso de mí mismo	1	2	3	4	5	6	7
24. Para quedar con amigos	1	2	3	4	5	6	7
25. Para tener espíritu de superación	1	2	3	4	5	6	7
26. Para mejorar mi marca actual	1	2	3	4	5	6	7
27. Para pasar tiempo solo y pensar/organizar mis cosas	1	2	3	4	5	6	7
28. Para concentrarme en mis pensamientos	1	2	3	4	5	6	7
29. Para resolver problemas	1	2	3	4	5	6	7
30. Para prevenir enfermedades	1	2	3	4	5	6	7
31. Para que la gente se fije en mí	1	2	3	4	5	6	7
32. Para ver si puedo batir una cierta marca	1	2	3	4	5	6	7
33. Para conseguir reconocimiento/prestigio	1	2	3	4	5	6	7
34. Para que los demás me elogien	1	2	3	4	5	6	7

Subescalas: *Orientación a la salud*: ítems 8, 11, 19 y 30. *Peso*: ítems 1, 4 y 15. *Superación de metas personales-Competición*: ítems 2, 5, 9, 16, 26 y 32. *Reconocimiento*: ítems 3, 6, 13, 31, 33 y 34. *Afiliación*: ítems 7, 10, 12, 17, 21 y 24. *Meta psicológica*: ítems 27, 28 y 29. *Significado de la vida-Autoestima*: ítems 14, 18, 20, 22, 23 y 25.





**ANEXOS**



Bogotá D.C., Colombia – 04 de Febrero de 2011

**A QUIEN CORRESPONDA**

La suscrita directora de la **REVISTA LATINOAMERICANA DE PSICOLOGÍA**, certifica que el artículo “Validación de la versión española de las Motivations of Marathoners Scales (MOMS)” cuyos autores son Francisco Ruiz Juan y Antonio Zarauz Sancho, ha sido aprobado para publicación en el volumen 43 Número 1 de la Revista, que circulará a finales del mes de Febrero del año en curso.

Cordialmente,



Luisa Ramírez, Ph.D.  
Directora  
Revista Latinoamericana de Psicología





The Spanish Journal of Psychology

Facultad de Psicología (UCM)  
Campus de Somosaguas  
28223 – MADRID (Spain)  
Phone: (34) 913942883  
Fax: (34) 913943189  
e-mail: [psyjour@psi.ucm.es](mailto:psyjour@psi.ucm.es)  
ISSN 1138-7416

D. Javier Bandrés Ponce, Director de la revista *“The Spanish Journal of Psychology”* de la Facultad de Psicología de la Universidad Complutense de Madrid,

**CERTIFICA QUE:**

El artículo titulado *“Propiedades psicométricas de la versión española de la Running Addiction Scale (RAS)”* del que son autores Antonio Zarauz Sancho y Francisco Ruiz Juan , ha sido aceptado para su publicación en nuestra revista.

Lo que firma en Madrid, a 2 de febrero de 2011

  
\_\_\_\_\_ 



Bogotá, D.C., Enero 31 de 2011

Doctores:

**ANTONIO ZARAUZ SANCHO**

**FRANCISCO RUIZ-JUAN**

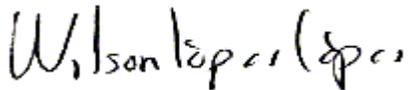
Universidad de Murcia

España

Reciba(n) un cordial saludo,

Queremos informarles que el artículo titulado “*Súper-adherencia del maratoniano; variables predictoras y diferencias de género*” enviado por ustedes ha sido aceptado para publicación en la revista Universitas Psychologica. Esperamos poder informarles en las próximas semanas en qué número se publicará.

Atentamente,



**WILSON LÓPEZ LÓPEZ**

Editor

Revista Universitas Psychologica

Pontificia Universidad Javeriana – Bogotá.

[lopezw@javeriana.edu.co](mailto:lopezw@javeriana.edu.co)

Tel: (57)1 3208142



D. Antonio Zarauz Sancho, con D.N.I. 22.964.146-A

E X P O N E

Que las publicaciones incluidas en esta Tesis tienen el siguiente índice de impacto:

**-Revista Latinoamericana de Psicología**

2009 IMPACT FACTOR = 0.388

**-Spanish Journal of Psychology**

2009 IMPACT FACTOR = 0.835

**-Universitas Psychogyca**

2009 IMPACT FACTOR = 0.259

En Almería, a 5 de febrero de 2011

Fdo. D. Antonio Zarauz Sancho

JCR-Web 4.5 Journal Summary List - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

Dirección [http://sauwok.fecyt.es/admin-apps/JCR/JCR?RQ=LIST\\_SUMMARY\\_JOURNAL&cursor=101](http://sauwok.fecyt.es/admin-apps/JCR/JCR?RQ=LIST_SUMMARY_JOURNAL&cursor=101)

Ranking is based on your journal and sort selections.

Mark	Rank	Abbreviated Journal Title <i>(linked to journal information)</i>	ISSN	JCR Data						Eigenfactor™ Metrics	
				Total Cites	Impact Factor	5-Year Impact Factor	Immediacy Index	Articles	Cited Half-life	Eigenfactor™ Score	Article Influence™ Score
<input type="checkbox"/>	101	<a href="#">SCAND J PSYCHOL</a>	0036-5564	1247	1.148	1.276	0.533	75	8.0	0.00244	0.399
<input type="checkbox"/>	102	<a href="#">SPAN J PSYCHOL</a>	1138-7416	231	0.835		0.076	79	3.4	0.00087	
<input type="checkbox"/>	103	<a href="#">SPATIAL VISION</a>	0169-1015	1390	0.794	1.055	0.185	27	>10.0	0.00121	0.403
<input type="checkbox"/>	104	<a href="#">STUD PSYCHOL</a>	0039-3320	129	0.175	0.260	0.036	28	8.7	0.00013	0.040
<input type="checkbox"/>	105	<a href="#">SUICIDE LIFE-THREAT</a>	0363-0234	1726	1.454	2.125	0.079	63	8.4	0.00443	0.716
<input type="checkbox"/>	106	<a href="#">SWISS J PSYCHOL</a>	1421-0185	203	1.024	0.872	0.000	22	6.5	0.00101	0.444
<input type="checkbox"/>	107	<a href="#">TEACH PSYCHOL</a>	0098-6283	513	0.400	0.435	0.163	43	9.6	0.00063	0.100
<input type="checkbox"/>	108	<a href="#">THEOR PSYCHOL</a>	0959-3543	546	0.532	0.825	0.450	40	8.0	0.00111	0.281
<input type="checkbox"/>	109	<a href="#">TURK PSIKOL DERG</a>	1300-4433	110	0.263	0.339	0.000	11	>10.0	0.00006	0.052
<input type="checkbox"/>	110	<a href="#">WOMEN THER</a>	0270-3149	181	0.171	0.339	0.143	28	8.9	0.00029	0.117
<input type="checkbox"/>	111	<a href="#">Z PSYCHOL</a>	0044-3409	296	0.807	0.577	1.043	23	>10.0	0.00047	0.204
<input type="checkbox"/>	112	<a href="#">Z PSYCHOSOM MED PSYC</a>	1438-2260	260	1.149	1.043	1.182	22	5.1	0.00031	0.130

JCR-Web 4.5 Journal Summary List - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

Dirección [http://sauwok.fecyt.es/admin-apps/JCR/JCR?RQ=LIST\\_SUMMARY\\_JOURNAL&cursor=81](http://sauwok.fecyt.es/admin-apps/JCR/JCR?RQ=LIST_SUMMARY_JOURNAL&cursor=81)

<input type="checkbox"/>	88	<a href="#">PSYCHOL REC</a>	2933	027	0.032	1.030	0.170	34	>10.0	0.00119	0.359
<input type="checkbox"/>	89	<a href="#">PSYCHOL REP</a>	0033-2941	4470	0.346	0.425	0.649	205	>10.0	0.00357	0.118
<input type="checkbox"/>	90	<a href="#">PSYCHOL REV</a>	0033-295X	20106	9.082	11.582	0.650	40	>10.0	0.02257	5.534
<input type="checkbox"/>	91	<a href="#">PSYCHOL RUNDSCH</a>	0033-3042	170	1.800	1.104	0.923	13	5.0	0.00028	0.175
<input type="checkbox"/>	92	<a href="#">PSYCHOL SCI</a>	0956-7976	12325	5.090	6.648	0.744	234	6.2	0.05929	3.309
<input type="checkbox"/>	93	<a href="#">PSYCHOL WOMEN QUART</a>	0361-6843	1620	1.297	2.139	0.512	43	>10.0	0.00328	0.812
<input type="checkbox"/>	94	<a href="#">PSYCHOLOGIA</a>	0033-2852	180	0.464	0.457	0.042	24	9.0	0.00037	0.140
<input type="checkbox"/>	95	<a href="#">PSYCHOLOGIST</a>	0952-8229	286	0.341	0.431	0.087	46	6.3	0.00089	0.145
<input type="checkbox"/>	96	<a href="#">PSYCHOSOM MED</a>	0033-3174	10073	4.236	5.155	0.500	132	7.8	0.02554	1.794
<input type="checkbox"/>	97	<a href="#">REV GEN PSYCHOL</a>	1089-2680	1249	1.898	3.540	0.121	33	8.3	0.00387	1.647
<input type="checkbox"/>	98	<a href="#">REV LAT AM PSICOL</a>	0120-0534	100	0.388	0.365	0.000	35	4.8	0.00015	0.047
<input type="checkbox"/>	99	<a href="#">REV MEX PSICOL</a>	0185-6073	72	0.420	0.264	0.150	20		0.00013	0.044
<input type="checkbox"/>	100	<a href="#">S AFR J PSYCHOL</a>	0081-2463	311	0.347	0.631	0.525	40	6.2	0.00046	0.108

MARK ALL UPDATE MARKED LIST

Journals 81 - 100 (of 112)      << << [ 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 ] >> >>

Page 5 of 6

Universitas Psychologica - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

Dirección <http://www.scimagojr.com/journalsearch.php?q=7500153128&tip=sid&exact=no>

Google  Ir

**SJR** SCImago Journal & Country Rank

EST MODUS IN REBUS  
Horatio (Satire 1,1,106)

Home  
Journal Rankings  
**Journal Search**  
Country Rankings  
Country Search  
Compare  
Map Generator  
Help  
About Us

Search query  in  Journal Title Search

Exact phrase

**Universitas Psychologica**

Country: Colombia  
Subject Area: Psychology  
Subject Category: Psychology (miscellaneous) **Q4**  
Publisher: Pontificia Universidad Javeriana. Publication type: Journals. ISSN: 16579267  
Coverage: 2007-2009  
H Index: 3  
Scope:

Show this information in your own website

Indicator	2002-2009	Value
SJR	0.03	0.03
Cites per doc	0.26	0.26
Total cites	30	30

Inicio | Bandeja de entrada - Micr... | Universitas Psychologi... | Skype™ - pacoruizjuan | 13:10

Universitas Psychologica - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

Dirección <http://www.scimagojr.com/journalsearch.php?q=7500153128&tip=sid&exact=no>

Google  Ir

**Universitas Psychologica**

Indicator 2002-2009 Value

SJR 0.03  
Cites per doc 0.26  
Total cites 30

www.scimagojr.com

Display journal title

Just copy the code below and paste within your html page:  
`<a href="http://www.scimagojr.com/journalsearch.php?q=7500153128&tip=sid&exact=no" >Universitas Psychologica</a>`

How to cite this website?

SJR is developed by:

**SCIMAGO LAB**

Powered by **SCOPUS™**

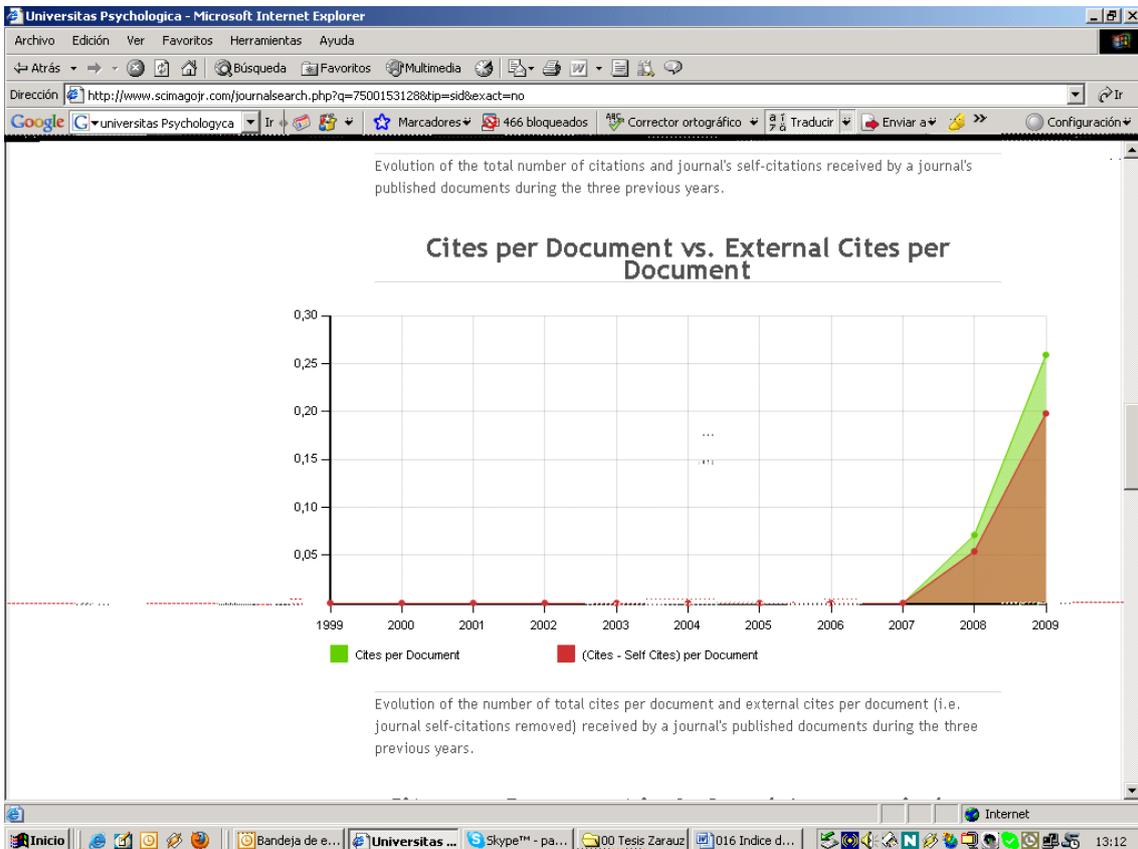
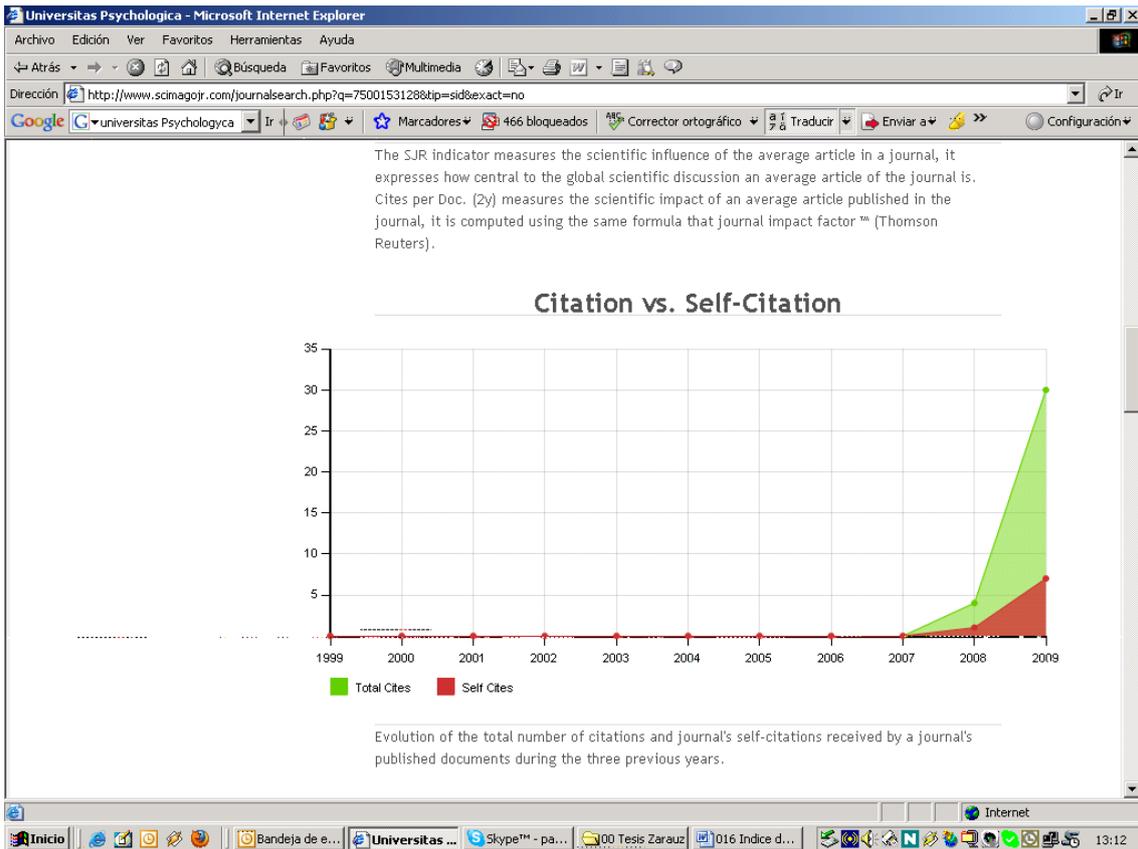
H Index: 3  
Scope:  
Universitas Psychologica: Panamerican Journal of Psychology welcomes articles in any area of Psychology resulting from original research judged to be [...]  
[Show full scope](#)

Charts Data

**SJR indicator vs. Cites per Doc (2y)**

Year	Cites per Doc. (2 years)	SJR
1999	0.00	0.000
2000	0.00	0.000
2001	0.00	0.000
2002	0.00	0.000
2003	0.00	0.000
2004	0.00	0.000
2005	0.00	0.000
2006	0.00	0.000
2007	0.00	0.000
2008	0.07	0.023
2009	0.26	0.03

Listo | 13:11





INEXACIONES - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

Dirección <http://www.revistalatinamericanadepsicologia.com/index.php/indexaciones>

Google [revista Latinoamericana de](#) Ir [Marcadores](#) 466 bloqueados [Corrector ortográfico](#) [Traducir](#) [Enviar a](#) [Configuración](#)

Revista Latinoamericana de Psicología [Inicio](#) [Mapa del Sitio](#) [Buscar](#) [Contáctenos](#)



Revista Latinoamericana de Psicología




**INEXACIONES**

La Revista Latinoamericana de Psicología se encuentra indexada en las siguientes bases de datos:

Haga click sobre los íconos para acceder:

 THOMSON REUTERS	<a href="#">ISI - Current Contents / Social and Behavioral Sciences Institute for Scientific Information Alerting Service Social Science Citation Index.</a>
---	--

[Inicio](#)  
[Para Lectores](#)  
[Para Autores](#)  
[Próximo Número](#)  
[Comité Editorial](#)  
[Bandera](#)  
[Datos de Contacto](#)  
[Indexaciones](#)

[Inicio](#) [Band...](#) [Tesis...](#) [Publi...](#) [JCR-...](#) [016 ...](#) [016 ...](#) [INDE...](#) [Univ...](#)

INEXACIONES - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

Dirección <http://www.revistalatinamericanadepsicologia.com/index.php/indexaciones>

Google [revista Latinoamericana de](#) Ir [Marcadores](#) 466 bloqueados [Corrector ortográfico](#) [Traducir](#) [Enviar a](#) [Configuración](#)

[Comité Editorial](#)  
[Bandera](#)  
[Datos de Contacto](#)  
[Indexaciones](#)  
[Pagos para Autores](#)  
[Pagos para Suscriptores](#)  
[Otras Publicaciones](#)

 THOMSON REUTERS	<a href="#">ISI - Current Contents / Social and Behavioral Sciences Institute for Scientific Information Alerting Service Social Science Citation Index.</a>
APA Databases	<a href="#">PsyInfo</a>
 SCOPUS	<a href="#">Scopus</a>
 PSICODOC Base de Datos de Psicología	<a href="#">PsicoDoc</a>
 Publindex Indexación - Homologación	<a href="#">Publindex</a>
 SciELO Scientific Electronic Library Online	<a href="#">SciELO (Scientific Electronic Library Online)</a>
 reDalyC LA MEMBRILLA CIENTÍFICA DE ESPAÑA	<a href="#">Redalyc (Textos Completos Open Acces)</a>
 Pepsic Revistas Electrónicas en Psicología	<a href="#">Pepsic</a>

[Inicio](#) [Band...](#) [Tesis...](#) [Publi...](#) [JCR-...](#) [016 ...](#) [016 ...](#) [INDE...](#) [Univ...](#)

INDEXACIONES - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

Dirección <http://www.revistalatinamericanadepsicologia.com/index.php/indexaciones>

	<a href="#">Psychological Abstracts</a>
	<a href="#">Biological Abstracts</a>
	<a href="#">Informe Académico</a>
	<a href="#">Dialnet</a>
	<a href="#">Bireme</a>
	<a href="#">Index Medicus Latinoamericano</a>

**Además:**

- Dietrich's Index Philosophicus
- IBZ – Internationale Bibliographie der Geistes- und - Sozialwissenschaftlichen
- Zeitschriftenliteratur

Internet 19:51

INDEXACIONES - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

Dirección <http://www.revistalatinamericanadepsicologia.com/index.php/indexaciones>

**Además:**

- Dietrich's Index Philosophicus
- IBZ – Internationale Bibliographie der Geistes- und - Sozialwissenschaftlichen
- Zeitschriftenliteratur
- Internationale bibliographie der Rezensionen
- Wissenschaftlicherliteratur
- Family and Society Studies Database
- Ulrich's Internacional Periodicals Directory

Editada por:  
 Fundación Universitaria Konrad Lorenz - NIT: 860504759-5  
**Ir a Portal <http://www.fukl.edu.co>**  
 Email: [revistalatinamericana@fukl.edu](mailto:revistalatinamericana@fukl.edu)  
 PBX: (571) 3472311 Ext. 144 - Fax: Ext. 144 /131 - Dirección: Carrera 9 Bis No 82-43  
 Bogotá, Colombia

Internet 19:51

Universitas Psychologica :: Pontificia Universidad Javeriana - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

← Atrás → Búsqueda Favoritos Multimedia

Dirección <http://revistas.javeriana.edu.co/sitio/psychologica/scs/indexaciones.php>

Google Ir Marcadores 466 bloqueados Corrector ortográfico Traducir Enviar a Configuración

Volver al inicio / Home Suscribase / Subscriba RSS

# UNIVERSITAS PSYCHOLOGICA

ISSN 1657-9267 / EISSN 2011-2777

Pontificia Universidad JAVERIANA Bogotá

Presentación Presentation	Indexaciones Indexes	Equipo Editorial Editorial Team	Enviar un artículo Submit an article	Números Anteriores Previous Issues	Próximos Números Coming Issues	Enlaces Links
------------------------------	-------------------------	------------------------------------	---	---------------------------------------	-----------------------------------	------------------

**Búsqueda / Search**

Puede consultar los artículos dentro de nuestro archivo. Indique una(s) palabra(s) claves para iniciar la búsqueda.  
Look for the articles in our database. Indicate one or more key words to start the search.

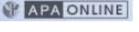
Criterio de búsqueda  
Search Criteria

Criterio... / Criterio...

Palabra(s) clave  
Key word(s):

**Buscar / Search**

## Indexaciones / Indexes

 THOMSON REUTERS	 SCOPUS	 APA ONLINE	 INDEX COPERNICUS
ISI - Thomson Reuters Social Science Citation Index - USA	Scopus - Netherlands	APA PsycInfo - USA	IndexCopernicus - Poland
 DOAJ DIRECTORY OF OPEN ACCESS JOURNALS	 SciELO	 REPSIC	 CLASE
DOAJ - Directory of Open Access Journals - Sweden	SciELO - Brazil, Colombia	PEPSIC - Brazil	Clase - UNAM - Mexico

Universitas Psychologica :: Pontificia Universidad Javeriana - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

← Atrás → Búsqueda Favoritos Multimedia

Dirección <http://revistas.javeriana.edu.co/sitio/psychologica/scs/indexaciones.php>

Google Ir Marcadores 466 bloqueados Corrector ortográfico Traducir Enviar a Configuración

 latindex	 PSICODOC	 Dialnet	 BIBLIOTECA VIRTUAL SALUD PSICOLOGIA
Latindex - UNAM - Mexico	Psicodoc - Spain	Dialnet - Spain	Biblioteca Virtual en Salud Psicología - Colombia
 redalyc	 Georgetown University	 Intomotions Inc.	 Journal Info
Redalyc	Georgetown University	Intomotions Inc.	Journal Info
 UNC UNIVERSITY LIBRARIES	 LIBRARY HILL	 AHSL	 CORNELL UNIVERSITY LIBRARY
UNC University	British Library	Arizona Health Science Library	Cornell University Library
 Open J-Gate	 OHIO LINK	 OhioLINK	
Open J-Gate	OhioLINK	OhioLINK	

Universitas Psychologica :: Pontificia Universidad Javeriana - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

← Atrás → Búsqueda Favoritos Multimedia

Dirección <http://revistas.javeriana.edu.co/sitio/psychologica/scs/indexaciones.php>

Google Ir Marcadores 466 bloqueados Corrector ortográfico Traducir Enviar a Configuración



Open J-Gate



Libraries & Educational Technologies



OhioLink



VUB Library



Organización de Estados Iberoamericanos Para la Educación la Ciencia y la Cultura



UTC - Lupton Library



Boise State University



Universitas Psychologica - Wikipedia



Alltop

Términos de uso y condiciones legales Copyright © Universitas Psychologica Universidad Javeriana 2011 Todos los derechos reservados.

piso 2, Facultad de Psicología Carrera 5 # 59-00 edificio Manuel Briceño Bogotá, Colombia teléfonos: 571-3208320 ext. 5757 o 3208142

Inicio Bande... Tesis... Public... JCR... 016 In... 016 In... Univer... Unive... Internet 19:47

The Spanish Journal of Psychology - Microsoft Internet Explorer

Archivo Edición Ver Favoritos Herramientas Ayuda

← Atrás → Búsqueda Favoritos Multimedia

Dirección <http://www.ucm.es/info/Psi/docs/journal/>

Google Ir Marcadores 466 bloqueados Corrector ortográfico Traducir Enviar a Configuración



- Information
- Editors
- Contents
- Subscriptions
- Supplement
- Meetings Reports
- JCR Info
- Search



e-revist@s

2009 EIGENFACTOR SCORE = 0.00088

2009 IMPACT FACTOR = 0.835

SELF CITES = 14 %

2009 JOURNAL IMPACT FACTOR WITHOUT SELF CITES = 0.716

Full information available at Journal Citation Reports

Listo Internet 19:54