

# Validación de la versión española de la Commitment to Running Scale (CR)

FRANCISCO RUIZ-JUAN Y ANTONIO ZARAUZ

*Universidad de Murcia*



## Resumen

*El presente trabajo instrumental tiene como objetivo la validación al idioma y población española del instrumento de medida de referencia del compromiso a correr: la Commitment to Running Scale (CR), dado que no se ha encontrado en español un instrumento que evalúe tal constructo. Realizamos dos estudios independientes. El objetivo del primero fue presentar datos psicométricos preliminares (174 maratonianos). Expuesto el proceso de traducción, adaptación y validez de contenido de los ítems, se efectuó análisis estadístico de éstos, exploración de la estructura dimensional y análisis de la fiabilidad del instrumento al objeto de obtener una primera versión en español de la CR. El objetivo del segundo estudio (975 maratonianos) fue analizar con procedimientos confirmatorios su estructura interna y obtener muestras de su validez externa. La versión en español de la CR mostró niveles aceptables de consistencia interna, estabilidad temporal, correlaciones inter-ítems así como de puntuación total de la escala, confirmandose su validez de constructo y externa. Las mujeres manifestaron un mayor compromiso a correr. Estos hallazgos apoyan el uso de la versión en español de la CR para evaluar las diferencias individuales en el compromiso para correr.*

*Palabras clave:* Compromiso a correr, propiedades psicométricas, Commitment to Running Scale, estudio instrumental.

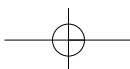
# Validation of the Spanish version of the Commitment to Running Scale (CR)

## Abstract

*The aim of the present research work is to validate to the Spanish language and population the Commitment to Running Scale (CR) –a reference measurement instrument of running– given that we have found no instrument in Spanish that evaluates this construct. We conducted two independent studies. The aim of the first was to present preliminary psychometric data (174 marathon runners). Thus, after explaining the process of translation, adaptation and content validity of items, we proceeded to carry out statistical analysis of scale items, explore the dimensional structure and analyse the reliability of the instrument, in order to obtain an initial Spanish version of the CR. The aim of the second study (975 marathon runners) was to analyse the internal structure of the instrument with confirmatory procedures and obtain proof of external validity. The Spanish version of CR showed acceptable levels of internal consistency, temporal stability, inter-item correlations, as well as total scale score –confirming its construct validity and external validity. Women expressed greater commitment to run. These findings support the use of the Spanish version of CR to assess individual differences in commitment to running.*

*Keywords:* Commitment to Running, psychometric properties, Commitment to Running Scale, instrumental study.

*Correspondencia con los autores:* Universidad de Murcia. Facultad de Ciencias del Deporte. C/ Argentina s/n. 30720 Santiago de la Ribera (Murcia). Tel: 868 88 86 75. Fax: 868 88 86 72. E-mail: fruizj@um.es - tonizarauz@msn.com



## Introducción

Etimológicamente hablando, el concepto de *compromiso* queda definido en el DRAE (2004) como *obligación contraída* y, a nivel deportivo, el compromiso es un constructo psicológico que representa el deseo y la voluntad de continuar la práctica del deporte (Scanlan, Carpenter, Schmidt, Simons y Keeler, 1993a; Scanlan, Simons, Carpenter, Schmidt y Keeler, 1993b) que cuando va asociado a factores positivos (como el disfrute intrínseco por la actividad en sí misma, las oportunidades de participar con éxito, las inversiones personales de tiempo, dinero y experiencia en ese deporte, las presiones sociales de los padres, entrenador, compañeros, etcétera), hacen que a medida que aumenten estos factores, aumente el compromiso, y cuando va asociado a factores negativos (como las alternativas de participación con éxito en otros deportes atractivos) hacen que disminuya el compromiso.

Para probar este modelo del compromiso deportivo de Scanlan *et al.* (1993a y b) en la población y el idioma español, Sousa, Torregrosa, Viladrich, Villamarín y Cruz (2007) pasaron el *Sport Commitment Questionnaire* de Scanlan *et al.* (1993b) traducido al español y catalán a 437 futbolistas adolescentes españoles, para concluir que cuatro de las subescalas originales (diversión, compromiso, alternativas a la implicación y coacciones sociales) mostraban consistencia interna y dos de ellas (diversión y alternativas a la implicación) eran los predictores más potentes del compromiso deportivo. Sin embargo, reconocían la necesidad de seguir estudiando este modelo en diferentes deportes y poblaciones.

En este sentido, considerando que la reciente popularización de la carrera continua o jogging ha traído consigo la aparición de un constructo teórico en el que los investigadores del campo de la psicología han centrado su atención, el grado o nivel de *compromiso a correr* (CC), esto ha hecho que centremos la nuestra en una población en la que en idioma español aún no se ha estudiado su compromiso deportivo; los maratonianos. Las dos variables que predicen con claridad en ellos un alto CC son la mayor cantidad de días de entrenamiento y los kilómetros corridos semanalmente (Thornton y Scott, 1995). Podemos afirmar que los maratonianos son deportistas con un alto grado de compromiso hacia su modalidad deportiva, denominado también “*súper-adherencia*” por Masters, Ogles y Jolton (1993). Los pioneros en estudiar el CC de esta particular población de deportistas fueron Carmack y Martens (1979) con un trabajo que hasta hoy es el referente para todos los estudios posteriores. En él desarrollaron y validaron un instrumento de medida unidimensional del mencionado CC, la *Commitment to Running Scale* (CR), donde equiparaban el CC con el concepto de *adicción positiva* a la carrera continua (APC). Anteriormente Glasser (1976) había definido el concepto de APC como una actividad agradable que incrementa la fuerza mental y cuando se pierde produce algún tipo de malestar (físico o psicológico), en contraposición del concepto de *adicción negativa a la carrera continua* (ANC), que puede llegar a dominar la vida del corredor y producirle los indeseados efectos del Síndrome de Sobreentrenamiento (Meeusen *et al.*, 2006): fatiga, disminución del rendimiento y trastornos del estado de ánimo.

Sobre estos mismos conceptos Pargman (1980), usando otra terminología, indicó la existencia de dos tipos de corredores: los *adicto-dependientes* (con APC), que perciben gozo y alegría al correr (si no lo hacen se sienten mal), y los *comprometido-dedicados* (con ANC), que tienen un componente intelectual más amplio, racional y pragmático que les hace dar a la carrera continua una prioridad muy alta en su vida, sin que por ello les guste necesariamente.

Uno de los mayores intereses de la investigación está centrado en si se puede ser *comprometido* y no por ello *adicto negativamente* a correr o, si por el contrario, por ser *comprometido* se ha de tener necesariamente ANC. Así, Chapman y De Castro (1990), en un estudio donde validaron un instrumento de medida de la ANC, la *Running Addiction Scale* (RAS), concluían que se puede ser muy comprometido a correr y, no por ello, desarrollar

una ANC. De la misma manera, Horton y Mack (2000) especificaban que los corredores con una alta *identidad atlética* no tenían por qué descuidar aspectos de su vida personal para satisfacer su rol de atleta, deshaciendo nuevamente el mito que asociaba necesariamente un alto grado de CC con la ANC. Sin embargo, Dawson y Peco (2004) en un estudio donde pasaron 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 la actividad física realizada semanalmente, encontraron que una mayor dedicación individual al ejercicio indicaba mayor grado de ANC, no encontrando diferencias significativas entre sexos en los niveles de dedicación o ANC. Esto deja evidenciado la existencia de resultados contradictorios sobre la relación entre CC y ANC.

Se ha constatado que el constructo del CC se puede relacionar con otras variables, puesto que Thornton y Scott (1995) expresaron que las motivaciones para correr como la *maestría* y el *reconocimiento social*, junto con entrenar más días y más distancia a la semana, eran los predictores más fuertes de un alto grado de CC.

Las características psicométricas de la CR proceden del estudio original (Carmack y Martens, 1979), siendo hasta la fecha la única referencia donde basarse para juzgar las mencionadas propiedades. La estructura de la escala y su fiabilidad (véase apartado instrumento) mostraron adecuadas propiedades psicométricas.

A nivel del estado español, no son muchos los investigadores que se han detenido a estudiar la población de maratonianos. Jaenes (2000), en un estudio sobre la ansiedad precompetitiva en los maratonianos españoles, diferencia los conceptos de ANC y APC. También 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. También Buceta, López de la Llave, Pérez-Llantada, Vallejo y Del Pino (2003) y Larumbe, Pérez-Llantada y López de la Llave (2009) estudian ese estado psicológico (ansiedad, autoconfianza...) de los maratonianos en las horas previas a competir. Por último, Jaenes, Godoy y Román (2008) y Jaenes (2009) definen un constructo psicológico unidimensional, la *Personalidad Resistente (PR)*, que definen como una constelación de características de personalidad relacionadas con las percepciones personales de control, compromiso y desafío de los maratonianos.

Tras esta breve revisión histórica, debido a la falta de un instrumento de medida del CC para estudiar este constructo en la creciente población de maratonianos españoles, la justificación de nuestro estudio no sería otra que paliar este vacío de conocimiento en nuestra lengua, planteándonos como objetivo analizar las propiedades psicométricas de la versión española de la CR siguiendo la sucesión de análisis explicados por Carretero-Dios y Pérez (2005, 2007), referentes para la elaboración de estudios instrumentales. Así, se estudia el CC en muestras del contexto y cultura española, sentando las bases para futuras investigaciones de este constructo y sus relaciones con otras variables de interés, ya sea la AN como sociodemográficas, de entrenamiento, rendimiento, motivacionales, etcétera.

De esta manera, nuestro trabajo presenta los resultados de dos estudios independientes. En el preliminar, con una muestra piloto, una vez expuesto el proceso de traducción, adaptación de ítems y mostrados los datos relacionados con las evidencias de validez de contenido de los mismos, se realizó un análisis estadístico, una exploración de la estructura unidimensional y un análisis de la fiabilidad del instrumento al objeto de obtener una primera versión en español de la CR. En el segundo estudio, con la muestra total, mediante procedimientos confirmatorios, se analizó la estructura del instrumento obtenido en el primer estudio, su validez de constructo, consistencia interna, estabilidad temporal, relación entre el constructo medido y variables sociodemográficas (*sexo y edad*) y variables de entrenamiento más repetidas en la bibliografía (*kilómetros entrenados a la semana, días entrenados a la semana, años corriendo y maratones terminados*) para, a su vez, obtener evidencias de validez externa de la escala. Por tanto, podemos hipotetizar que, en ambos sexos, estas cuatro variables son predictoras del CC.

## ESTUDIO 1: ESTUDIO PSICOMÉTRICO PRELIMINAR DE LA CR

### Método

#### *Participantes*

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 41.60 años en hombres ( $DT = 8.15$ ) y 36.73 en mujeres ( $DT = 5.76$ ).

#### *Instrumento*

El instrumento original (ver Apéndice) fue la CR de Carmack y Martens (1979), escala unidimensional de 12 ítems para medir el CC de los maratonianos. La media de coeficiente de correlación inter-ítem fue de .30 y el coeficiente alfa de consistencia interna de .97. Dos meses después se obtuvo un coeficiente de fiabilidad test-retest de .84.

Para nuestro estudio, como se describe a continuación, se utilizó la versión traducida al español de la CR original de Carmack y Martens (1979) para medir el CC (véase Tabla I). 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 estamos entre una puntuación mínima en la CR de 12 (mínimo compromiso) y máxima de 60 (máximo compromiso). Al igual que en la escala original, los ítems 2, 3, 4, 8, 10 y 11 revierten su puntuación.

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

La adaptación española de la CR se ha realizado atendiendo a los estándares metodológicos internacionales recomendados por la International Test Commission (ITC) y para adaptar correctamente test y escalas de unas culturas a otras (Hambleton, 2005; Muñiz y Hambleton, 2000). Además, para evitar imprecisiones, se combinaron los diseños de traducción directa e inversa de los ítems, según el procedimiento *parallel back-translation* (Brislin, 1970, 1986). Así, en primer lugar, se tradujo la escala del idioma original (inglés) al español por dos traductores bilingües de manera independiente. Las dos traducciones fueron comparadas, se sometieron a discusión ante posibles discrepancias y se obtuvo una versión consensuada de cada ítem. En segundo lugar, partiendo de esta versión, la traducción inversa (español a inglés) se llevó a cabo por otros dos traductores bilingües nativos diferentes que no conocían la escala original. La bondad de la traducción se juzgó en función del grado de coincidencia con la versión original (Hambleton y Patsula, 1999), realizando por último modificaciones en aquellos ítems que los resultados lo recomendaban.

La evaluación cualitativa de ítems se realizó mediante juicio de expertos, concretamente por cuatro, dos expertos en construcción de escalas y dos en el constructo a evaluar, a quienes les fue entregada una tabla con el listado de ítems diseñados para evaluar el CC (Calabuig y Crespo, 2009; Spaan, 2006), en la que se recogía la definición semántica del constructo a evaluar, especificando los ítems que invertían puntuación. Debían juzgar tanto su pertinencia como su comprensión en una escala que iba desde 1 (*Muy en desacuerdo*) hasta 4 (*Muy de acuerdo*). También disponían de un apartado donde hacer observaciones generales sobre cada ítem, con el objetivo de realizar una redacción alternativa del ítem si lo estimaban conveniente. Sólo los ítems que obtuvieron puntuaciones medias inferiores a 3, tanto en pertinencia como en comprensión, fueron revisados (Nuviala, Tamayo, Iranzo y Falcón, 2008).

Para determinar mayor claridad en la formulación de los ítems, se administró la versión en español a 24 maratonianos cuyos comentarios sobre 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 inicial española de la *CR*.

#### *Procedimiento*

Se pidió permiso a la organización de la carrera de Ciudad Real (26-10-08) mediante una carta en la que se explicaban los objetivos de la investigación y cómo se iba a realizar, acompañando un modelo del instrumento. 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 el día previo a la carrera, siendo informados del objetivo del estudio, voluntariedad, absoluta confidencialidad de las respuestas y manejo de los datos, inexistencia de respuestas correctas o incorrectas, solicitándoles que contestaran con la máxima sinceridad y honestidad.

#### *Análisis de los datos*

Para el análisis de datos se realizó un análisis estadístico de los ítems y homogeneidad de la escala. Posteriormente, se realizó un análisis paralelo, para obtener la estructura factorial interna de la escala, realizándose a continuación un análisis de consistencia interna del instrumento para determinar el coeficiente de fiabilidad de Cronbach. El programa estadístico utilizado para el análisis ha sido el SPSS 17.0 para Windows.

### Resultados

#### *Análisis de ítems y homogeneidad*

Se siguió el procedimiento de análisis establecido por Carretero-Dios y Pérez (2005). El análisis estadístico de los ítems de la escala se realizó manteniendo la distribución del instrumento original (Carmack y Martens, 1979). Los criterios para conservar un ítem fueron: valor  $\geq .30$  en el coeficiente de correlación corregido ítem-total, desviación típica  $> 1$  y que todas las opciones de respuesta fueron usadas en algún momento (Nunnally y Bernstein, 1995).

La escala muestra ítems que presentan valores medios de respuesta que oscilan entre 3.37 (ítem 12) y 4.56 (ítem 8) y las desviaciones típicas  $> 1$ , oscilando entre 1.01 (ítem 7) y 1.25 (ítem 3 y 4). Se aprecia un valor de correlación ítem-total corregido muy bajo en el ítem 2 ( $r = .15$ ) optándose por su eliminación (Tabla I).

TABLA I  
Media (M), desviación típica (DT), correlación ítem-total (R IT-c), alfa de la escala eliminando un ítem ( $\alpha$  sin ítem) ( $n = 174$ )

	M	DT	R IT-c	$\alpha$ sin ítem
1.Estoy deseoso de correr	3.95	1.04	.47	.71
2.Desearía que hubiese un modo más agradable de estar en forma(R)	3.83	1.20	.15	.74
3.Correr es monótono(R)	3.89	1.25	.33	.73
4.No disfruto corriendo(R)	4.26	1.25	.39	.72
5.Correr es de vital importancia para mí	3.66	1.17	.47	.71
6.Mi vida es mucho más rica porque corro	3.80	1.17	.40	.72
7.Correr es agradable	4.30	1.01	.46	.71
8.Me aterroriza la idea de correr(R)	4.56	1.02	.45	.71
9.Reorganizaría o cambiaría mi horario para satisfacer mi necesidad de correr	3.64	1.21	.35	.72
10.Tengo que forzarme a mi mismo para ir a correr(R)	3.94	1.19	.33	.73
11.No ir un día a correr es un alivio enorme(R)	4.33	1.04	.38	.72
12.Correr es el punto culminante del día	3.37	1.22	.33	.73

(R)Invierten puntuación

Igualmente, se realizaron correlaciones *inter-ítem*, obteniéndose correlaciones positivas aceptables entre los ítems (Carretero-Dios y Pérez, 2005) lográndose valores entre .19 y .46.

#### *Análisis de la estructura y consistencia interna*

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 ( $KMO = .77$ ) y el test de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2_{55} = 483.031$ ;  $p < .001$ ). Los distintos métodos que hemos usado para determinar el número de factores que considerar han dado resultados dispares. El método del análisis paralelo (Horn, 1965) sugería dos: el primero quedaba establecido muy claramente, mientras que el segundo aparecía con un grado de incertidumbre muy elevado. Por otra parte, los métodos Very Simple Structure Criterion (Revelle y Rocklin, 1979) y Minimum Average Partial Criterion (Velicer, 1976) se decantaron por tomar un único factor, el primero. Como estos métodos analíticos no coinciden en la necesidad de utilizar dos factores y dada la falta de interpretabilidad del segundo, nos hemos decantado por utilizar únicamente el primero de ellos, como la escala inicial de Carmack y Martens (1979). Para el análisis se ha usado el paquete “psych” de R (Revelle, 2010) y también R (R Development Core Team, 2010).

La fiabilidad de la escala, a través del índice de consistencia interna alfa de Cronbach, resultó adecuada ( $\alpha = .74$ ).

Por lo tanto, la versión española final (*CR-11*) de la escala *CR* queda compuesta por once ítems que hace referencia al *CC*. Las respuestas respecto a sus costumbres al correr se recogen con una escala tipo Likert desde 1 (*totalmente en desacuerdo*) hasta 5 (*totalmente de acuerdo*). Los ítems 2, 3, 7, 9 y 10 invierten su puntuación.

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

El objetivo de este estudio es aportar evidencias sobre la dimensionalidad de la *CR-11* en una muestra de maratonianos, aplicando procedimientos confirmatorios. Se analizan las propiedades psicométricas de la *CR-11* concretadas en cinco objetivos: (a) examinar su estructura factorial con análisis factorial confirmatorio, (b) evaluar su validez de constructo, (c) evaluar su consistencia interna, (d) verificar su estabilidad temporal y (e) evaluar la relación entre el *CC* y las variables *sexo*, *edad*, *kilómetros entrenados a la semana*, *días entrenados a la semana*, *años corriendo* y *maratones terminados*, para obtener evidencias de validez externa de la escala.

#### **Método**

##### *Participantes*

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:  $M = 39.88$ ;  $DT = 7.39$ ).

La estabilidad temporal de la *CR-11* se evaluó utilizando una muestra de 21 maratonianos (19 hombres, 2 mujeres), con media de edad de 44.2 años ( $DT = 10.05$ ), que completó nuevamente la *CR-11* nueve semanas después. Fueron seleccionados aleatoriamente 30 corredores (10 de cada carrera), entre aquellos que nos habían facilitado su e-mail, a quienes se les envió el cuestionario solicitándoles su colaboración.

### Instrumento

Fue administrada la CR-11 obtenida en el estudio 1. 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 estamos entre una puntuación mínima en la CR-11 de 11 (mínimo compromiso) y máxima de 55 (máximo compromiso). Los ítems 2, 3, 7, 9 y 10 invierten su puntuación. Además, se recogieron datos sobre *sexo, edad, kilómetros entrenados a la semana, días entrenados a la semana, años corriendo y maratones terminados*.

### Procedimiento

Se utilizó el mismo procedimiento del estudio 1 (permiso a organización, administración día previo a la carrera, voluntariedad, confidencialidad, inexistencia de respuestas correctas-incorrectas, sinceridad y honestidad).

### Análisis de los datos

Los análisis de ítems, consistencia interna (alfa de Cronbach), correlaciones ítem-ítem (coeficiente de Pearson), estabilidad temporal (correlación test-retest), diferencias de sexo y edad (media) y correlaciones con las variables de entrenamiento, se realizaron con el SPSS 17.0. La estructura factorial de la CR-11 se examinó con un análisis factorial confirmatorio (AMOS 7.0).

### Resultados

#### Descripción inicial de los datos

La tabla II muestra los estadísticos descriptivos de los 11 ítems de la CR-11 (media, desviación típica, asimetría y curtosis). Los índices de asimetría y curtosis son próximos al valor cero y  $< 2.0$ , tal y como recomiendan Bollen y Long (1994), lo que indica semejanza con la curva normal de forma univariada y permite utilizar técnicas factoriales de máxima verosimilitud en el análisis factorial confirmatorio que realizamos. Los datos descriptivos (media, desviación típica) fueron similares a los del estudio 1. Los índices de correlación ítem-total corregidos resultaron adecuados.

TABLA II  
Media (M), desviación típica (DT), correlación ítem-total (R IT-c), alfa de la escala eliminando un ítem (a sin ítem), asimetría y curtosis (n = 975)

	M	DT	R IT-c	$\alpha$ sin ítem	Asimetría	Curtosis
1.Estoy deseoso de correr	4.04	1.07	.59	.86	-.93	.75
2.Correr es monótono(R)	4.18	1.09	.63	.85	-1.20	1.31
3.No disfruto corriendo(R)	4.38	1.08	.61	.85	-1.05	1.94
4.Correr es de vital importancia para mí	3.76	1.07	.65	.85	-.59	-.27
5.Mi vida es mucho más rica porque corro	3.91	1.05	.67	.85	-.83	.17
6.Correr es agradable	4.28	1.08	.61	.85	-1.38	1.88
7.Me aterroriza la idea de correr(R)	3.17	1.30	.53	.86	-.10	-1.04
8.Reorganizaría o cambiaría mi horario para satisfacer mi necesidad de correr	3.72	1.09	.60	.85	-.58	-.33
9.Tengo que forzarme a mi mismo para ir a correr(R)	3.75	1.05	.41	.87	-.75	.10
10.No ir un día a correr es un alivio enorme(R)	3.85	1.02	.64	.85	-.75	.16
11.Correr es el punto culminante del día	3.25	1.15	.58	.86	-.19	-.60

Consistencia interna de la escala:  $\alpha = .87$

(R)Invierten puntuación

*Análisis factorial confirmatorio*

La estructura factorial de la *CR-11* fue evaluada con un AFC (AMOS 7.0), utilizando estimación de máxima verosimilitud, teniendo que recurrir a la técnica “*bootstrapping*” y al procedimiento de máxima verosimilitud (*ML*), procedimiento de estimación de modelos de ecuaciones estructurales que asume una distribución normal de los datos y una escala continua de ellos, ya que el coeficiente de Mardia (9.36), 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 utilizaron el valor  $p$ , asociado con el estadístico chi cuadrado, la ratio entre chi cuadrado y los grados de libertad ( $\chi^2/gl$ ). En un modelo considerado perfecto su valor sería de 1.0 y las ratios por debajo de 2.0 se considerarán como indicadores de un muy buen ajuste del modelo, mientras que valores por debajo de 5.0 son considerados como aceptables (Hu y Bentler, 1999). Sin embargo, estos índices están afectados por el tamaño de la muestra, por lo que utilizamos el índice *SRMR* en el que valores de .06 o menores indican un excelente ajuste y valores de .08 o menores indican un buen ajuste (Hu y Bentler, 1999). Igualmente, el *GFI* cuyo valor debe ser igual o superior a .90 para considerar mínimamente aceptable el ajuste de un modelo.

De los índices relativos, fue seleccionado el *IFI* y el *CFI* porque su rango de bondad se sitúa entre 0 y 1 y es más fácil de interpretar que otros índices de ajuste e indica reducciones en ajustes pobres (Hoyle, 1995). También se utilizó el *TLI*. Los índices incrementales (*CFI* y *TLI*) se consideran sus valores aceptables si son superiores a .85 (Shumacker y Lomax, 1996) aunque lo ideal sea obtener valores iguales o superiores a .90 para considerar mínimamente aceptable el ajuste de un modelo y .95 señalarían un ajuste excelente (Kline, 1998).

Por otra parte, Browne y Cudeck (1993) recomiendan utilizar el *RMSEA* y, según Jöreskog y Sörbom (1993), el modelo basado en la muestra utilizada representa excelentemente a la población cuando su valor es menor o igual que .05, considerándose un ajuste aceptable cuando es inferior a .08.

Según esto, el modelo presenta valores correctos que permiten determinar una aceptable bondad de ajuste del modelo original ya que los resultados obtenidos fueron:  $\chi^2/gl = 2.93$ ; *GFI* = .91; *IFI* = .93; *CFI* = .93; *TLI* = .91; *SRMR* = .05; *RMSEA* = .05. Los coeficientes estandarizados de relación de la variable latente (*CR*) con cada uno de los ítems, oscilaron entre .58 y .83.

*Análisis de fiabilidad*

La consistencia interna de la *CR-11*, evaluada con el alfa de Cronbach, muestra un  $\alpha = .87$  para el factor compromiso para correr.

La estabilidad temporal se evaluó en una muestra de 21 maratonianos que completaron la *CR-11*, con un intervalo de nueve semanas. El resultado del pretest es  $\alpha = .85$ , el del posttest  $\alpha = .87$  y la correlación test-retest  $r = .84$ .

*Correlaciones inter-ítem*

Se analizaron las correlaciones inter-ítems a través del coeficiente de Pearson. Se logró una correlación positiva aceptable entre los diferentes ítems (Carretero-Dios y Pérez, 2005) obteniendo valores entre .23 y .50 (Tabla III). Igualmente se realizó una correlación entre la puntuación total de la escala y los ítems que la componen, consiguiéndose unos valores que oscilan entre un mínimo de .52 y un máximo de .74 ( $p < .01$ ).



TABLA III  
Correlaciones de Pearson inter-ítem y entre puntuación total de la CR-11 e ítems que la componen (n = 975)

	CR	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. Estoy deseoso de correr	.66(**)	-	.47(**)	.48(**)	.40(**)	.43(**)	.48(**)	.29(**)	.37(**)	.29(**)	.45(**)	.34(**)
2. Correr es monótono(R)	.69(**)		-	.50(**)	.42(**)	.45(**)	.43(**)	.27(**)	.37(**)	.34(**)	.42(**)	.29(**)
3. No disfruto corriendo(R)	.67(**)			-	.44(**)	.47(**)	.50(**)	.23(**)	.31(**)	.35(**)	.38(**)	.26(**)
4. Correr es de vital importancia para mí	.72(**)				-	.47(**)	.39(**)	.48(**)	.45(**)	.24(**)	.47(**)	.48(**)
5. Mi vida es mucho más rica porque corro	.74(**)					-	.48(**)	.44(**)	.47(**)	.23(**)	.48(**)	.46(**)
6. Correr es agradable	.67(**)						-	.25(**)	.36(**)	.33(**)	.44(**)	.30(**)
7. Me aterroriza la idea de correr(R)	.64(**)							-	.30(**)	.25(**)	.42(**)	.48(**)
8. Reorganizaría o cambiaría mi horario para satisfacer mi necesidad de correr	.68(**)								-	.30(**)	.46(**)	.44(**)
9. Tengo que forzar me a mi mismo para ir a correr(R)	.52(**)									-	.30(**)	.29(**)
10. No ir un día a correr es un alivio enorme(R)	.71(**)										-	.34(**)
11. Correr es el punto culminante del día	.67(**)											-

(\*\*)Correlación es significativa a .01

(R)Invierten puntuación

*Diferencias de sexo y edad*

Para estimar las diferencias de sexo y edad (Tabla IV), se realizó un análisis de las puntuaciones medias, tanto en los once ítems como en el puntaje total de la *CR-11*, 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 diferencias significativas en el ítem 2 (“*Correr es monótono*”), alcanzando los hombres puntuaciones más altas que las mujeres. En el total de la escala, al igual que en los ítems 1, 4 y 8, son las mujeres las que obtienen mayor puntuación que los hombres.

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 ( $p < .01$ ), 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. No se obtuvieron diferencias estadísticamente significativas ni en la puntuación total de la *CR-11* ni en ningún ítem.

TABLA IV  
Medias (M), desviaciones típicas (DT), F, t y significación (p-valor) del puntaje total e ítems de la *CR-11*, según sexo (n = 975)

Ítems	Varón (n = 915)		Mujer (n = 60)		F	t	p
	M	DT	M	DT			
1.Estoy deseoso de correr	4.02	1.15	4.33	1.08	.00	-2.45	(*)
2.Correr es monótono(R)	1.84	1.14	1.53	1.04	1.61	2.47	(*)
3.No disfruto corriendo(R)	1.63	1.15	1.47	1.04	1.02	1.47	NS
4.Correr es de vital importancia para mí	3.74	1.07	4.08	1.07	.19	-2.40	(*)
5.Mi vida es mucho más rica porque corro	3.89	1.05	4.13	1.03	.32	-1.71	NS
6.Correr es agradable	4.27	1.16	4.45	1.03	.16	-1.60	NS
7.Me aterroriza la idea de correr(R)	2.84	1.30	2.58	1.21	.18	1.50	NS
8.Reorganizaría o cambiaría mi horario para satisfacer mi necesidad de correr	3.69	1.09	4.08	1.03	.06	-2.70	(**)
9.Tengo que forzarme a mi mismo para ir a correr(R)	2.24	1.04	2.27	1.20	1.44	-0.16	NS
10.No ir un día a correr es un alivio enorme (R)	2.16	1.02	2.02	1.00	.01	1.07	NS
11.Correr es el punto culminante del día	3.24	1.15	3.40	1.10	.00	-1.02	NS
Puntaje total de la escala <i>CR</i> versión española	33.58	2.73	34.35	2.54	.87	-2.11	(*)

NS: No significativo; (\*) $p < .05$ ; (\*\*) $p < .01$   
(R)Invierten puntuación

*Validez externa*

La validez externa de la *CR-11* se ha estudiado mediante análisis de correlación entre el puntaje total de la escala y las variables de entrenamiento hipotetizadas que iban a predecir, tal y como se corrobora en distintas investigaciones, un mayor *CC: nº de kilómetros y días entrenados a la semana, nº de maratones terminados y de años corriendo* (Tabla V). Los resultados muestran una correlación positiva significativa ( $p < .01$ ) entre el puntaje total del *CC* y cada una de las cuatro variables criterio externas seleccionadas, tanto en el total de la población, como sólo en los hombres, aunque estas correlaciones son moderadas-bajas sus valores son similares a los encontrados en investigaciones previas (Carmack y Martens,

Validación de la versión española de la *Commitment to Running Scale (CR)* / F. Ruiz-Juan y A. Zarauz

1979; Chapman y De Castro, 1990; Thornton y Scott, 1995). Sin embargo, en mujeres, la correlación positiva sólo es significativa ( $p < .01$ ) en nº de kilómetros y días entrenados a la semana. Estos resultados arrojan muestras de validez externa de la *CR-11*.

TABLA V  
Correlaciones de Pearson entre puntuación total de la *CR-11* y total muestra ( $n = 975$ ), varones ( $n = 915$ ) y mujeres ( $n = 60$ )

	CR n total – IC 95%	CR varones – IC 95%	CR mujeres – IC 95%
1. Número de kilómetros entrenados por semana	.289(**) (.22–.34)	.294(**) (.23–.35)	.337(**) (.08–.54)
2. Número de días entrenados por semana	.229(**) (.16–.28)	.222(**) (.16–.28)	.352(**) (.11–.55)
3. Número de maratones terminados	.102(**) (.04–.16)	.110(**) (.05–.17)	-.082 (-.33–.18)
4. Número de años corriendo	.089(**) (.02–.14)	.091(**) (.03–.15)	.122 (-.14–.36)

(\*\*) Correlación es significativa a .01

## Discusión y conclusiones

Resulta particularmente llamativa la existencia de investigaciones internacionales del campo de la psicología que han estudiado el elevado compromiso con su práctica deportiva de los maratonianos (Carmack y Martens, 1979, Chapman y De Castro, 1990, Dawson y Peco, 2004, Horton y Mack, 2000, Masters *et al.*, 1993, Pargman, 1980, Thornton y Scott, 1995) y que en España aún nadie lo haya hecho, lo cual nos sirvió de justificación para nuestro estudio. Así, el objetivo conseguido en el presente trabajo instrumental pasaba por validar al idioma y contexto español el instrumento de referencia para medir el *CC*: la *CR* de Carmack y Martens (1979).

Es importante resaltar también que para garantizar las propiedades psicométricas de la escala obtenida en nuestro estudio, la *CR-11*, 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, un ítem original que en el estudio preliminar no alcanzó niveles adecuados de correlación ítem-total tuvo que ser eliminado. Así, mientras que en el estudio original la escala para evaluar el *CC* consta de 12 ítems, en el nuestro queda reducida a 11 ítems. Del mismo modo, indicar que el modelo presenta valores correctos que permiten determinar una aceptable bondad de ajuste del modelo original, presentando la escala en español un índice de consistencia interna  $\alpha = .87$ . Así, en la *CR-11* podemos obtener puntuaciones totales que oscilan entre los 11 puntos (mínimo compromiso) y 55 puntos (máximo compromiso).

Respecto a sus aplicaciones, hemos analizado las diferencias de *CC* por sexo. Las mujeres puntúan más alto en el total de la escala (mujeres  $M = 34.35$ ; varones  $M = 33.58$ ; sobre 55), resultados que contrastan con los datos del estudio original de Carmack y Martens (1979), donde esta situación se produce a la inversa (hombres  $M = 48.3$ ; mujeres  $M = 45.7$ ; sobre 60), y con los de Chapman y De Castro (1990) y Dawson y Peco (2004), que no encontraron ninguna diferencia significativa en *CC* por sexo. No encontramos diferencias significativas por la edad ni en nuestro estudio ni en los precedentes. Además, al igual que Thornton y Scott (1995), obtuvimos que las variables que mejor predicen un mayor *CC*, tanto en el total muestral, como en hombres y mujeres, son el mayor número de kilómetros y días entrenados a la semana. Además, como hipotetizamos, en hombres el mayor *CC* se predice también por el mayor nº de maratones terminados y de años corriendo, no cumpliéndose esta hipótesis en mujeres. Esto puede ser debido al tamaño muestral obtenido en mujeres ( $N = 60$ ), ya que con muestras tan pequeñas es más probable que un resultado no sea estadísticamente significativo.

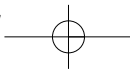
Para investigaciones futuras queda abierto un amplio campo de posibilidades de investigación, pues con la *CR-11* se pueden aumentar sus aplicaciones introduciendo en el estu-

dio otras interesantes variables comparativas, ya sean sociodemográficas como de entrenamiento o rendimiento, tales como *marca personal, porcentaje de tiempo que se entrena sólo, nivel económico o de estudios, horas por entrenamiento, tener entrenador y/o compañeros de entrenamiento*, al igual que la mencionada ANC y las *motivaciones para correr*, según sugiere la literatura.

Para concluir, hemos validado un instrumento de gran relevancia, en español, que ocupa el vacío de conocimiento existente hasta el momento en investigación psicología deportiva, siendo un instrumento fiable (CR-11). Aun así, estimamos importante efectuar más estudios con diferentes muestras y procedencias, sobre todo de mujeres, para seguir obteniendo más evidencias de diferentes fuentes tanto de su validez como de sus aplicaciones.

## Referencias

- 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. En 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. En K. Bollen & J. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Thousand Oaks: Sage.
- BUCELA, J. M., LÓPEZ DE LA LLAVE, A., PEREZ-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.
- CARRERERO-DIOS, H. & PÉREZ, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- CARRERERO-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.
- GLASSER, W. (1976). *Positive Addiction*. Nueva 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 & S. D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- HAMBLETON, R. K. & PATSULA, L. (1999). Increasing the validity of Adapted Tests: Myths to be avoided and guidelines for improving test adaptation practices. *Journal of Applied Testing Technology*, 1. Accessible en <http://www.testpublishers.org/journal1.htm>.
- HORN, J. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30 (2), 179-185.
- HORTON, R. S. & MACK, D. E. (2000). Athletic identity in marathon runners: functional focus or dysfunctional commitment? *Journal of Sport Behavior*, 23, 101-119.
- 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.
- 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 modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International.
- KLINE, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. Nueva 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.
- MASTERS, K. S., OGLE, 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.
- MEUSEN, R., DUCLOS, M., GLEESON, M., RIETJENS, G., STEINACKER, J. & URHAUSEN, A. (2006). Prevention, diagnosis and treatment of the Overtraining Syndrome. *European Journal of Sport Science*, 6 (1), 1-14.
- MUÑOZ, J. & HAMBLETON R. K. (2000). Adaptación de los tests 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.
- PARGMAN, D. (1980). The way of the runner: an examination of motives for running. En R. M. Suinn (Ed.), *Psychology in sports: Methods and applications* (pp. 90-98). Minneapolis: Burgess.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2010). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org/>.
- 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.
- REVELLE, W. (2010). *Psych: Procedures for Personality and Psychological Research Northwestern University, Evanston*. <http://personality-project.org/r/psych.manual.pdf>, 1.0-93
- REVELLE, W. & ROCKLIN, T. (1979). Very Simple Structure - alternative procedure for estimating the optimal number of interpretable factors. *Multivariate Behavioral Research*, 14 (4), 403-414.
- SCANLAN, T. K., CARPENTER, P. J., SCHMIDT, G. W., SIMONS, J. P. & KEELER, B. (1993a). An Introduction to the Sport Commitment Model. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 15 (1), 1-15.
- SCANLAN, T. K., SIMONS, J. P., CARPENTER, P. J., SCHMIDT, G. W. & KEELER, B. (1993b). The Sport Commitment Model: Measurement development for the youth-sport domain. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 15 (1), 16-38.
- SHUMACKER, R. E. & LOMAX, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- SOUSA, C., TORREGROSA, M., VILADRICH, C., VILLAMARÍN, F. & CRUZ, J. (2007). The commitment of young soccer players. *Psicothema*, 19 (2), 256-262.
- 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.
- VELICER, W. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41 (3), 321-327.

## Apéndice

### *Commitment to Running Scale* de Carmack y Martens (1979) Feelings About Running\*\*

The Following statements may or may not describe your feelings about running. Read each statement and then circle the appropriate number to indicate how well the statement describes *your feelings most of the time* (1 = strongly disagree and 5 = strongly agree). There are no right or wrong answers. Do not spend too much time on any one item, but give the answers which seem to describe how you generally feel about running.

1. I look forward to running	1	2	3	4	5
2. I wish there were a more enjoyable way to stay fit*	1	2	3	4	5
3. Running is drudgery*	1	2	3	4	5
4. I do not enjoy running*	1	2	3	4	5
5. Running is vitally important to me	1	2	3	4	5
6. Life is so much richer as a result of running	1	2	3	4	5
7. Running is pleasant	1	2	3	4	5
8. I dread the thought of running*	1	2	3	4	5
9. I would arrange or change my schedule to meet my need to run	1	2	3	4	5
10. I have to force myself to run*	1	2	3	4	5
11. To miss a day's run is a sheer relief*	1	2	3	4	5
12. Running is the high point of my day	1	2	3	4	5

\*Items 2, 3, 4, 8, 10, 11 are scored in reverse.

\*\*This title was used on the questionnaire to minimize possible response bias

