

González-Lázaro, J.; Frutos de Miguel, J.; Arribas Cubero, H.F.; Rodríguez-Marroyo, J.A. (2021) Analysis of the Resilience Scale in Mountain Runners. Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte vol. 21 (84) pp. 699-711. [Http://cdeporte.rediris.es/revista/revista84/artanalisis1285.htm](http://cdeporte.rediris.es/revista/revista84/artanalisis1285.htm)
DOI: <https://doi.org/10.15366/rimcafd2021.84.005>

ORIGINAL

ANÁLISIS DE LA ESCALA DE RESILIENCIA EN CORREDORES POR MONTAÑA

ANALYSIS OF THE RESILIENCE SCALE IN MOUNTAIN RUNNERS

González-Lázaro, J.^{1,2}; Frutos de Miguel, J.³; Arribas Cubero, H.F.³ y Rodríguez-Marroyo, J.A.⁴

¹ Departamento de Ciencias de la Salud, Universidad Europea Miguel de Cervantes, Valladolid (España) jgonzalez@uemc.es

² Federación de Deportes de Montaña, Escalada y Senderismo de Castilla y León (España).

³ Universidad de Valladolid (España) jonatan.frumig@educa.jcyl.es, higiniofrancisco.arribas@uva.es

⁴ Grupo de investigación VALFIS, Instituto de Biomedicina (IBIOMED), Universidad de León (España) j.marroyo@unileon.es

Código UNESCO / UNESCO Code: 6199 Otras especialidades psicológicas (Psicología del Deporte).

Clasificación del Consejo de Europa / Council of Europe Classification: 15. Psicología del deporte / Sport Psychology.

Recibido 28 de agosto de 2019 **Received** August 28, 2019

Aceptado 7 de marzo de 2020 **Accepted** March 7, 2020

RESUMEN

Los objetivos del presente estudio fueron analizar la estructura factorial de la escala de resiliencia de Wagnild y Young (1993) y describir los niveles de resiliencia en una muestra española de corredores por montaña. Para ello, se usó una muestra formada por 400 deportistas con edades comprendidas entre los 20 y los 60 años ($M = 38.70$). Se llevó a cabo una validación cruzada creándose dos submuestras de 200 participantes cada una. Según los datos aportados por la primera submuestra tras en el análisis factorial exploratorio (AFE), se estimaron cuatro modelos mediante análisis factorial confirmatorio (AFC), además se calculó el índice de fiabilidad mediante el alfa de Cronbach ($\alpha = .90$) y se comprobó si existían diferencias significativas entre hombres y mujeres. Los resultados señalaron que un 39% de los corredores por montaña presentaban una alta resiliencia, siendo el modelo de tres factores específicos aquel que presentó mejor ajuste.

PALABRAS CLAVE: resiliencia; corredores por montaña; trail running; estructura factorial.

ABSTRACT

The objectives of the present study were to analyze the factorial structure of the resilience scale of Wagnild and Young (1993) and describe the levels of resilience in a Spanish sample of mountain runners. For that, a sample of 400 athletes aged between 20 and 60 ($M = 38.70$) was used. A cross validation was carried out, creating two subsamples of 200 participants each. According to the data provided by the first subsample after the exploratory factor analysis (EFA), four models were estimated by confirmatory factor analysis (CFA), in addition the reliability index was calculated by Cronbach's alpha ($\alpha = .90$) and it was verified the possibility of significant differences between men and women. The results indicated that 39% of the mountain runners presented a high resilience, being the model of three specific factors the one that obtained better adjustment.

KEYWORDS: resilience; mountain runners; trail running; factorial structure.

INTRODUCCIÓN

El concepto de resiliencia se refiere a las habilidades personales que permiten un funcionamiento saludable en la adaptación a un contexto adverso o a un acontecimiento disruptivo en la vida diaria (Connor y Davidson, 2003); conceptualizándose como la capacidad de adaptación individual al estrés, a los traumas o a la imprevisibilidad (Windle et al., 2011). Los primeros estudios sobre la resiliencia fueron llevados a cabo con niños que presentaban riesgo de esquizofrenia o situaciones muy adversas. El objetivo de estos estudios fue conocer el origen y el posible riesgo de desarrollar alguna psicopatología (Becoña, 2006). Otros estudios llevados a cabo en el ámbito de la resiliencia se han centrado, mayoritariamente, en adultos, familias y comunidades que han sido expuestas a circunstancias estresantes y que han tenido que reaccionar a eventos potencialmente traumáticos en sus vidas (García et al., 2014). Las personas con un alto nivel de resiliencia se adaptan con mayor éxito a una situación de estrés con respecto a aquellas con niveles más bajos (Becoña, 2006).

Si bien este constructo ha sido investigado ampliamente en una variedad de campos, como la psicología clínica y general, no ha existido tanto interés por parte de profesionales especializados en el rendimiento deportivo, lo cual es llamativo, ya que la adversidad y el estrés (en formas agudas y crónicas) son comunes en este contexto. La resiliencia es un aspecto importante dentro del contexto deportivo, que sin embargo, aún no ha sido estudiada de forma sistemática en este ámbito (Bretón et al., 2016). En el ámbito del deporte se ha demostrado que la resiliencia tiene una correlación positiva con el logro deportivo y el bienestar psicológico (Hosseini y Besharat, 2010), además de guardar

relación con variables tales como los niveles de estrés-recuperación de los deportistas durante la competición (García et al., 2014). El estudio de la resiliencia podría suponer un avance en la mejora de la planificación y organización del entrenamiento y en el rendimiento competitivo del deportista. Los instrumentos más utilizados para llevar a cabo estudios sobre resiliencia en el ámbito del deporte han sido la *Resilience Escala Scale* (RS; Wagnild y Young, 1993) y la *Connor-Davidson Resilience Scale* (CD-RISC; Connor y Davison, 2003).

Diversos estudios han analizado el perfil resiliente en el ámbito del deporte mediante el uso de la *Resilience Escala Scale* (RS; Wagnild y Young, 1993). Así, se ha utilizado en jóvenes futbolistas (Ruiz et al., 2012), deportistas con discapacidad física (Cardoso y Sacomori, 2014), judocas de competición (Reche et al., 2014), esgrimistas (Reche y Ortín, 2013) ex-deportistas (Cevada et al., 2012) jugadores de voleibol (Trigueros et al., 2019) y jugadoras de hockey sobre hierba (Vallarino y Reche, 2016), siendo adaptada al español con una muestra de jugadores de fútbol (Ruiz et al., 2012).

Las carreras por montaña han experimentado un importante crecimiento en España desde el año 2007 (Segui y Farias, 2018). Hasta dónde sabemos, ningún otro estudio ha analizado la resiliencia en corredores por montaña, la cual podría condicionar su rendimiento debido a las características de las competiciones. Recientemente, se ha informado de las altas exigencias fisiológicas que conlleva la práctica de las carreras por montaña, dada la existencia de una amplia variedad de pruebas con duraciones que van desde menos de una hora (e.g., kilómetros verticales) hasta más de catorce horas de competición (e.g., ultramaratonos) tal y como han recogido diferentes estudios (Björklund et al., 2019; Clemente-Suárez, 2014; Rodríguez-Marroyo et al., 2018). Además de las dificultades orográficas (e.g., ganancia y pérdida de altura) que tienen que salvar los participantes, su rendimiento se ve afectado por las condiciones ambientales como la temperatura y la altitud que pueden llegar a ser muy cambiantes a lo largo de la carrera y entre las carreras (Rodríguez-Marroyo et al., 2018). Bajo estas circunstancias, la competición supone un alto grado de estrés sobre los participantes, entre otras causas debido a la fatiga y el daño muscular que van acumulando (Björklund et al., 2019; Clemente-Suárez, 2014; Fornasiero et al., 2018; Martínez et al., 2018).

Por todo ello, los objetivos del presente estudio fueron analizar la estructura factorial de la escala RS propuesta por Wagnild y Young (1993) adaptada al español (Ruiz et al., 2012) y describir los niveles de resiliencia en una muestra española de corredores por montaña.

MÉTODO

Participantes

La muestra obtenida por conveniencia estuvo formada por 400 corredores por montaña, donde el 17% se correspondió a mujeres, participantes en carreras por montaña oficiales de la Federación de Deportes de Montaña, Escalada y

Senderismo de Castilla y León durante la temporada 2018. Las edades estuvieron comprendidas entre los 20 y los 60 años ($M = 38.70$; $DT = 7.40$). Se muestran las características en la Tabla 1.

Tabla 1. Distribución de la muestra por sexo y edad

	<i>Frecuencia</i>	<i>% Válido</i>	<i>Media (edad)</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Curtosis</i>
<i>Mujeres</i>	67	17%	37.39	7.86	.11	-.34
<i>Hombres</i>	333	83%	38.97	7.29	-.03	.13
<i>Total</i>	400	100%	38.70	7.40	-.02	.01

Instrumento

Se utilizó la escala RS de Wagnild y Young (1993) adaptada al español (Ruiz et al., 2012). La escala evalúa el grado de resiliencia individual como una característica de la personalidad que favorecería su adaptación ante situaciones adversas, moderando el efecto negativo al estrés y fomentando su adaptación. Consta de un total de 25 ítems escritos de forma positiva, los cuales son valorados del 1 (muy en desacuerdo) al 7 (muy de acuerdo), oscilando las puntuaciones de los 25 a los 175 puntos. Se considera que una persona tiene una alta resiliencia a partir de puntuaciones iguales o superiores a 147. La RS estaría estructurada a partir de dos factores, uno denominado “*competencia personal*” compuesto por 17 ítems y otro factor denominado “*aceptación de uno mismo y de la vida*” que comprendería los 8 ítems restantes.

Procedimiento

La recogida de los datos se realizó mediante el envío a todos los participantes de un formulario on-line a través de correo electrónico. La participación en el estudio fue totalmente voluntaria, garantizando en todo momento el anonimato y la confidencialidad.

Análisis de estadístico

Se llevó a cabo un análisis de la estructura factorial de la escala en una muestra de corredores por montaña españoles mediante una validación cruzada. Primero, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE), sobre una submuestra de 200 participantes, para estudiar la correlación de los ítems y de los posibles factores existentes. Dado que se ha detectado que en muestras de habla hispana o cultura mediterránea varios ítems muestran un mal ajuste (Castilla et al., 2016; Rodríguez et al., 2009; Trigueros et al., 2017). A partir de los resultados del análisis paralelo (Figura 1) se hipotetizó que modelo podría ajustarse mejor según los datos. Posteriormente, se pusieron a prueba varios modelos factoriales mediante análisis factorial confirmatorio (AFC). Se estimó el ajuste de cuatro modelos AFC-Unidimensional, AFC con dos factores correlacionados, AFC con tres factores correlacionados y AFC con cuatro factores correlacionados y se comprobó el grado de adhesión de cada ítem a su factor a través de la matriz de configuración, además de analizar el porcentaje de varianza total explicada y la fiabilidad mediante el alfa de Cronbach.

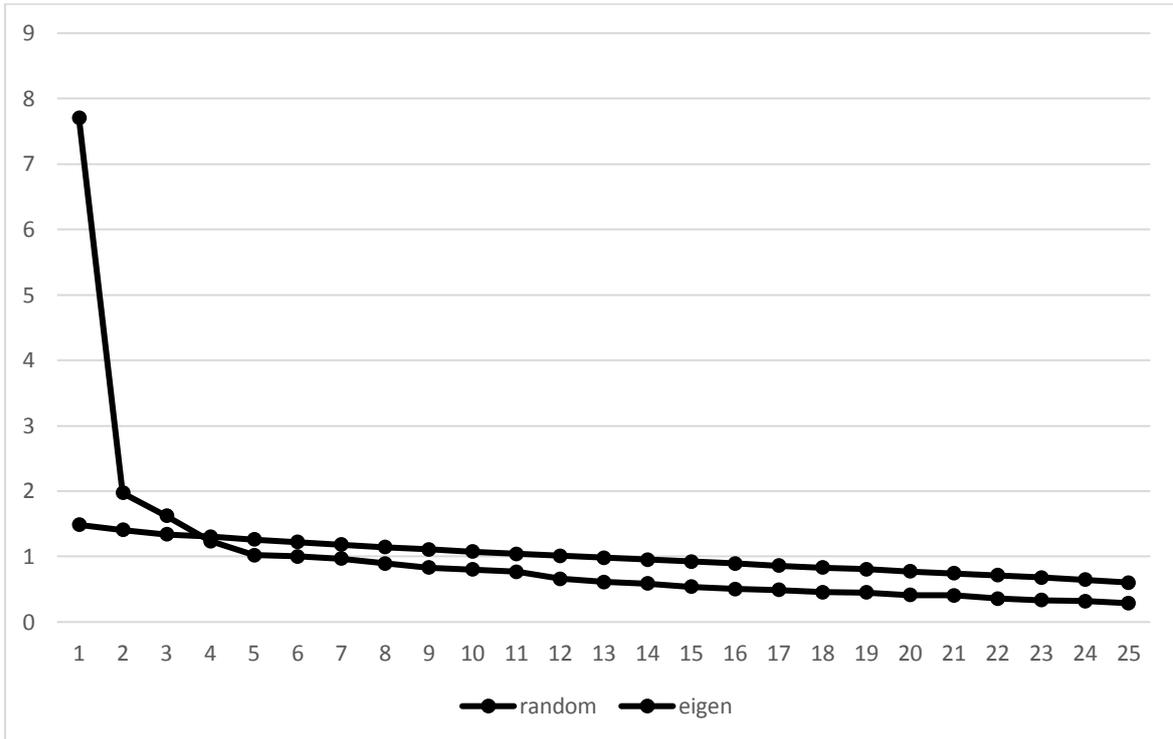


Figura 1. Resultados análisis paralelo

El análisis de los datos fue llevado a cabo mediante el programa FACTOR v.9.2 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2013). La adecuación muestral para el análisis factorial se evaluó con el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. Se usaron correlaciones policóricas y se utilizó Classical Parallel Analysis (PA) para determinar el número de dimensiones, lo que permitió seleccionar los componentes o factores comunes que presentaban valores propios mayores que los que se obtendrían por azar (Horn, 1965). El método de extracción fue mínimos cuadrados no ponderados, recomendado para variables categóricas. Se trata de un método de estimación de parámetros donde no se establece que las variables observables deban seguir una distribución determinada, lo que permite minimizar la suma de los cuadrados de las diferencias entre las matrices de correlación observadas y reproducidas, en vez de usar la matriz reducida como input, con las comunalidades estimadas en la diagonal (Batista-Foguet y Coenders, 2000; Flora et al., 2012). Además, este método se llevó a cabo con una rotación promax, dado que se hipotetiza que los factores están correlacionados. La comparación del nivel de resiliencia según el sexo de los corredores se realizó mediante la *t* de Student para muestras independientes.

RESULTADOS

Análisis factorial exploratorio

Con el objetivo de determinar las propiedades psicométricas de la escala RS en corredores por montaña, se procedió al estudio de este instrumento atendiendo a los parámetros de validación usados en el estudio original (Wagnild y Young,

1993). Los datos resultaron adecuados para el AFE (KMO = .918; X^2 de Barlett = 3187.4; $p = .000$). Para calcular el número posible de factores existentes se utilizó la representación de los autovalores de la matriz de correlaciones originales extraídos mediante mínimos cuadrados no ponderados y el programa *Monte Carlo PCA for Parallel Analysis* para calcular los criterios de análisis paralelo (random value). En este caso, se determinó tres factores como los necesarios para poder explicar el modelo factorial (Figura 1). Los resultados arrojados por el AFE mostraron hasta seis posibles factores. Sin embargo, los resultados de esta prueba fueron descartados ya que, en algunos casos, la carga factorial de los ítems era escasa y correlacionaba con más de un factor, lo cual dificultaba su interpretación teórica. Por otro lado, y teniendo en cuenta la Figura 1, se realizó un AFE con el modelo de tres factores correlacionados el cual se hipotetizó que mostraría el mejor ajuste. Se observó qué variables eran peor explicadas por el modelo, como es el caso de los ítems 8, 11, 20, 22 y 25; las cuales mostraron un bajo índice de correlación en todos los factores (inferior a .30), así como las que mostraron una alta correlación en dos factores distintos, ítems 3 y 21 (Tabla 2).

Tabla 2. Cargas Factoriales AFE 3 factores

Variable	F1	F2	F3
V1	.018	.647	.016
V2	.091	.020	.561
V3	-.324	.159	.735
V4	.339	.101	.128
V5	-.003	.021	.856
V6	.350	.081	.208
V7	.136	.167	.351
V8	.106	-.004	.027
V9	.071	.034	.715
V10	.574	.041	.119
V11	.114	-.044	.216
V12	-.109	.677	.183
V13	.102	.113	.576
V14	-.035	.761	-.081
V15	.123	.687	-.076
V16	.891	-.081	-.170
V17	.658	-.092	.148
V18	.224	-.058	.445
V19	.266	-.194	.486
V20	-.059	-.196	.128
V21	.759	.200	-.407
V22	-.018	-.021	.277
V23	.044	-.102	.580
V24	.521	.139	.133
V25	.225	-.020	.149

Método de extracción: mínimos cuadrados no ponderados. Método de rotación: promax

Análisis factorial confirmatorio

Una vez observados los datos del AFE y tomando en cuenta la tabla de saturaciones (Tabla 2), se decidió suprimir los cinco ítems que mostraban una correlación inferior a .30 a la hora de realizar los análisis AFC. Fue el caso de los ítems 8, 11, 20, 22 y 25. Según los resultados del análisis paralelo (Figura 1), para la submuestra analizada mediante AFE, se requeriría de un modelo de tres factores correlacionados, como aquel que se adecuase mejor a la representación los datos. Por tanto, para comprobar este supuesto, se pusieron a prueba cuatro modelos: uni, bi, tri y cuadrimensional mediante AFC en la otra submuestra; siendo el tridimensional aquel que mostró el mejor ajuste, según lo esperado (Tabla 3). En este modelo, los factores quedaron bien definidos, aunque hay que tener en cuenta las posibles cargas cruzadas por las cuales dos ítems pudieran interferir en más de una dimensión: la variable V3 (perteneciente a F2) que correlacionó de manera negativa con F1 y la variable V21 (perteneciente a F1) que cargó también en F3, según los datos anteriormente descritos por el AFE. Se podría considerar que la solución de tres factores reflejó más adecuadamente la estructura factorial de la escala en esta muestra de corredores por montaña.

Tabla 3. Modelos puestos a prueba

Modelo	Tipo	Estructura	Chi-sq	gl	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
M1	AFC	Factor único	526.33	170	.072	.966	.962	.085
M2	AFC	Dos factores	331.02	151	.055	.983	.979	.062
M3	AFC	Tres factores	213.30	132	.040	.992	.990	.050
M4	AFC	Cuatro factores	177.16	116	.036	.990	.989	.045

Nota: RMSEA = Root mean square error of approximation; CFI = Comparative fit index; GFI = Tucker-Lewis index; gl = grados de libertad; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual

A tenor de los resultados de este análisis factorial, se logró explicar el 55.56% de la varianza. En la Tabla 4 se muestra un listado de autovalores de la matriz de varianzas-covarianzas y de los porcentajes de varianza representados en cada uno de ellos. Los autovalores indican la cantidad de la varianza total que está explicada por cada factor y los porcentajes explicados por la varianza asociados a cada factor.

Tabla 4. Varianza total explicada

Componentes	Autovalores iniciales			Suma de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	7.345	36.724	36.724	7.947	39.730	39.730
2	1.598	7.990	44.715	1.810	9.050	48.780
3	1.453	7.263	51.977	1.356	6.780	55.560

Método de extracción: mínimos cuadrados no ponderados.

Así, el Factor 1 (F1) quedaría constituido por siete ítems (4, 6, 10, 16, 17, 21, 24), explicando el 39.73% de variación. El Factor 2 (F2) lo formarían cuatro ítems (1, 12, 14, 15) que explicarían el 9.05% y, por último, el Factor 3 (F3) estaría compuesto por nueve ítems (2, 3, 5, 7, 9, 13, 18, 19, 23), siendo responsable del

6.78% de la varianza total explicada. La correlación entre factores fue igual a .577 entre F1 y F2; .662 entre F1 y F3 y .473 entre F2 y F3.

También, se evaluó la consistencia interna de la RS con base al índice alfa de Cronbach, el cual arrojó para la escala total un valor de .906. Para el Factor 1 el alfa de Cronbach fue de .826; para el Factor 2 de .735 y para el Factor 3 de .836 (Tabla 5). Se observa que los Factores 1 y 2 presentan un alfa de Cronbach aceptable; mientras que el Factor 3, muestra menor consistencia interna. Por tanto, los intervalos de confianza de análisis de consistencia interna indicarían que la RS con 20 ítems y tres factores correlacionados presentaría una confiabilidad elevada, de acuerdo con el procedimiento utilizado, y se adecuaría a los datos aportados por la muestra seleccionada como se observa en la Tabla 5.

Tabla 5. Consistencia interna

	<i>Alfa de Cronbach</i>	<i>N de elementos</i>
Factor 1	.826	7
Factor 2	.735	4
Factor 3	.836	9
Total	.906	20

Por último, en la Tabla 6 se presentan los porcentajes de resiliencia analizados en la muestra general de 400 participantes, donde se observa como las corredoras obtienen un porcentaje ligeramente mayor de alta resiliencia, aunque no se hallaron diferencias significativas entre sexos.

Tabla 6. Distribución con baja y alta resiliencia

	Resiliencia		TOTAL
	<i>Baja</i>	<i>Alta</i>	
<i>Corredoras</i>	41 (61%)	26 (39%)	67 (100%)
<i>Corredores</i>	215 (65%)	118 (35%)	333 (100%)
<i>Total ambos</i>	256 (64%)	144 (36%)	400 (100%)

Nota: Alta resiliencia \geq 147; baja resiliencia $<$ 147.

DISCUSIÓN

El presente estudio analizó la estructura factorial y las propiedades psicométricas de la RS (Wagnild y Young, 1993) en una muestra de corredores por montaña. Para ello, se siguieron los parámetros y criterios de validación utilizados por dichos autores en el estudio original del instrumento, además de los de Trigueros et al. (2017). Respecto a la validez factorial del instrumento, se identificaron en un primer momento hasta seis posibles dimensiones, pero dada la distribución de los ítems y la Figura 1 se consideró finalmente la existencia de tres factores correlacionados desde el punto de vista estadístico y teórico. Los resultados del análisis de las correlaciones bivariadas no mostraron puntuaciones muy altas

entre ambos factores, apoyando la validez discriminante entre las diferentes subescalas.

Sin embargo, como ya se señaló anteriormente, hubo cinco ítems que manifestaron una escasa carga factorial ($<.30$). Este es el caso de los ítems número 8, 11, 22 y 25 cuyo aporte factorial estaría vinculado al F2 y el ítem 20 que corresponde al F1 de la escala original de Wagnild y Young (1993). Probablemente, este hecho se deba a que los ítems contengan una traducción al español no literal de la original, lo que ha podido resultar como una interpretación del significado primigenio de la variable, llevando a una comprensión compleja que pueda ser confusa, motivo por el cual esos ítems produzcan una relación baja con el factor. Si bien en la versión portuguesa (Pesce et al., 2005) se modificó también el contenido de tres ítems para facilitar su comprensión y en el caso de la versión argentina (Rodríguez et al., 2009) fueron cuatro, dichos ítems no coincidieron en ambos estudios.

Por otro lado, Heileman et al. (2003) analizaron las propiedades psicométricas de la versión española de la RS en una muestra de 315 mujeres. De acuerdo con la escala original, en esta versión fueron hallados dos factores y la consistencia interna arrojó un alfa de Cronbach de .93. Sin embargo, identificaron dos ítems complejos: el ítem 11 ("rara vez me pregunto sobre el objetivo de las cosas") y el ítem 25 ("me siento cómodo si hay gente que no me agrada"). Ambos ítems fueron descartados en este estudio por su baja puntuación. Estos autores encontraron una correlación negativa entre resiliencia y síntomas depresivos. Pesce et al. (2005) realizaron la validación portuguesa del instrumento aplicándolo en una muestra heterogénea de estudiantes. Dichos investigadores hicieron la traducción y adaptación de la RS original al idioma, modificando para facilitar su comprensión el contenido de los ítems 7, 11, y 12. Al igual que en este estudio, en el análisis factorial se hallaron tres factores. El alfa de Cronbach para la muestra total fue de .85; inferior que en este caso. Además, encontraron una correlación positiva y significativa entre la capacidad de resiliencia con la autoestima (Rodríguez et al., 2009).

En lo referido al presente trabajo, al revisar el estado de arte de los resultados de la aplicación de la RS, se observó que la versión que mejor ajuste presentaba comprendía 20 ítems, descartando los ítems 8, 11, 20, 22 y 25. En el caso de las variables 8, 20 y 25 ya habrían dado problemas en estudios anteriores (Rodríguez et al., 2009; Rua y Andreu, 2011), lo cual cuestionaría la permanencia de dichos ítems en la escala. La no coincidencia de resultados en el caso de los ítems 11 y 22 puede sugerir que posibles factores culturales interfieran en las poblaciones estudiadas explicando esta divergencia. Es importante señalar que mientras que en las dos versiones en español de la RS emergen ítems complejos, no ocurre así en las versiones de la escala en inglés y en portugués. Esto podría en parte interpretarse por la traducción de los ítems, lo cual puede implicar ciertas modificaciones en su comprensión.

Al realizar el análisis factorial de la escala, los resultados obtenidos fueron similares a los hallados por Pesce et al. (2005) y Rodríguez et al. (2009) en lo referido a los tres factores emergentes. La RS original distingue dos factores (Wagnild y Young, 1993), al igual que la versión española de Trigueros et al.

(2017). En cambio, en la versión sueca de la escala se extrajeron cinco factores, mientras que en la versión argentina y portuguesa de la escala emergieron tres factores. Por todo esto, sería probable que la influencia de componentes culturales esté condicionando los resultados de la aplicación del instrumento. Si bien el estudio psicométrico que se llevó a cabo nos conduce a eliminar cinco ítems y aunque las conclusiones de este trabajo no sean totalmente convergentes con estudios anteriores, se considera que la escala es un instrumento adecuado para su aplicación en población española, aunque convendría un estudio pormenorizado mediante Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) para considerar la exclusión de aquellas variables discordantes.

Por último, no se hallaron diferencias significativas entre los valores de resiliencia analizados en función del sexo de los corredores, lo que coincide con los resultados obtenidos en estudios previos (Lundman et al., 2007). El valor medio analizado en los sujetos de este estudio fue de 142.1, siendo superior a los valores obtenidos en otros estudios previamente [136.8 – 131.4] (Cardoso y Sacomori, 2014; Reche y Ortín, 2013).

Al comparar nuestros resultados con los de otras investigaciones que han analizado el perfil resiliente en el ámbito del deporte utilizando la misma escala, observamos como en la muestra de nuestro estudio se obtienen ~~los mayores~~ porcentajes de alta resiliencia (39%). Este resultado fue similar al analizado en judocas de competición reflejándose un 38% (Reche y Ortín, 2013) y superior a los observados en deportistas con discapacidad física con un 32% (Cardoso y Sacomori, 2014), al reflejado por futbolistas y esgrimistas con un 20% (Ruiz et al., 2012; Reche y Ortín, 2013) o al de jugadoras de hockey sobre hierba con un 8% (Vallarino y Reche, 2016).

CONCLUSIONES

Los resultados de este estudio muestran un alto porcentaje de varianza explicado, un 55.56%; posiblemente el más alto hasta el momento y una alta consistencia interna tanto en la dimensión general resiliencia ($\alpha = .903$), como en los factores específicos F1 ($\alpha = .826$), F2 ($\alpha = .735$), F3 ($\alpha = .836$). Estos dos hechos indicarían una alta bondad de ajuste respecto a la muestra analizada, suprimiendo los cinco ítems discordantes y manteniendo el modelo de tres factores correlacionados.

Los resultados señalan que un 39% de los corredores por montaña de la muestra presentan una alta resiliencia.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Batista-Foguet, J. M. y Coenders, G. (2000). *Modelos de Ecuaciones Estructurales*. Madrid: La Muralla.
- Becoña, E. (2006). Resiliencia: definición, características y utilidad del concepto. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 11(3), 125-146.
<https://doi.org/10.5944/rppc.vol.11.num.3.2006.4024>.

- Bjöklund, G., Swaren, M., Born, D. P. y Stöggl, T. (2019). Biomechanical adaptations and performance indicators in short trail running. *Frontiers in Physiology*, 10(1), 1-18. <https://doi.org/10.3389/fphys.2019.00506>.
- Bretón, S., Zurita, F. y Cepero, M. (2016). La resiliencia como factor determinante en el rendimiento deportivo. *Revista de Ciencia del Deporte*, 12(2), 79-88.
- Cardoso, F. L. y Sacamori, C. (2014). Resiliencia de atletas con discapacidad física: estudio transversal. *Revista de Psicología del Deporte*, 23(1), 15-22.
- Castilla, H., Coronel, J., Bonilla, A., Mendoza, M. y Barboza, M. (2016). Validez y confiabilidad de la Escala de Resiliencia (Scale Resilience) en una muestra de estudiantes y adultos de la Ciudad de Lima. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social*, 5(1), 121-136.
- Cevada, T., Cerqueira, L. S., Moraes, H., Santos, T., Pompeu, F. A. y Deslandes, A. C. (2012). Relationship between sport, resilience, quality of life, and anxiety. *Archive of Clinical Psychiatry*, 39(3), 85-89. <https://doi.org/0.1590/S0101-60832012000300003>.
- Clemente-Suárez, V. J. (2014). Psychophysiological response and energy balance during a 14-h untraendurance mountain running event. *Applied Physiology, Nutrition, and Metabolism*, 40(3), 269-273. <https://doi.org/10.1139/apnm-2014-0263>.
- Connor, K. M. & Davidson, J. R. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor-Davidson resilience Scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 18(2), 76-82. <https://doi.org/10.1002/da.10113>.
- Flora, D. B., LaBrish, C. y Chalmers, R. P. (2012). Old and new ideas for data screening and assumption testing for exploratory and confirmatory factor analysis. *Frontiers in Psychology*, 3(55), 1-21. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00055>.
- Fornaserio, A., Savoldelli, A., Fruet, D., Boccia, G., Pellegrini, B. y Schena, F. (2018). Physiological intensity profile, exercise load and performance predictors of a 65-km mountain ultra-marathon. *Journal of Sports Sciences*, 36(11), 1287-1295. <https://doi.org/10.1080/02640414.2017.1374707>.
- García, X., Molinero, O., Ruíz, R., Salguero, A., Vega, R. y Márquez, S. (2014). La resiliencia en el deporte: fundamentos teóricos, instrumentos de evaluación y revisión de la literatura. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 14(3), 83-98.
- Heilemann, M. V., Lee, K. y Kury, F. S. (2003). Psychometric properties of the Spanish version of the Resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 11(1), 61-72. <https://doi.org/10.1891/106137403780954976>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>.
- Hosseini, S. A. y Besharat, M. A. (2010). Relation of resilience with sport achievement and mental health in a sample of athletes. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 5(1), 633-638. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2010.07.156>.
- Lorenzo-Seva, U., y Ferrando, P. J. (2013). Factor 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498.

- Lundman, B., Strandberg, G., Eisemann, M., Gustafson, Y. y Brulin, C. (2007). Psychometric Properties of the Swedish version of the Resilience Scale. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 21(2), 229-237.
- Martinez, S., Aguilo, A., Rodas, L., Lozano, L., Moreno, C., y Tauler, P. (2018). Energy, macronutrient and water intake during a mountain ultramarathon event: The influence of distance. *Journal of Sports Sciences*, 36(3), 333-339.
- Pesce, R. P., Assis, S. G. Avanci, J. Q., Santos, N. C. Malaquias, J. V. y Carvalhaes, R. (2005). Adaptação transcultural, confiabilidade e validade da escala de resiliência. *Cadernos de Saúde Pública*, 21(2), 436-448. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2005000200010>.
- Reche, C., y Ortín, F. (2013). Consistencia de la versión española de la escala de resiliencia en esgrima. *Avances de la Psicología del Deporte en Iberoamérica*, 2(2), 49-57.
- Reche, C., Tutte, V. y Ortín, F. (2014). Resiliencia, optimismo y burnout en judokas de competición uruguayos. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 9(2), 267-279.
- Rodríguez-Marroyo, J. A., González-Lázaro, J., Arribas-Cubero, H. F. y Villa, J. G. (2018). Physiological demands of mountain running races. *Kinesiology: International Journal of Fundamental and Applied Kinesiology*, 50(supplement 1), 60-66.
- Rodríguez, M., Pereyra, M. G., Gil, E., Jofré, M., De Bortoli, M. y Labiano, L. M. (2009). Propiedades psicométricas de la escala de resiliencia versión argentina. *Revista Evaluar*, 9(1), 72-82. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v9.n1.465>.
- Rua, M. C. y Andreu, J. M. (2011). Validación psicométrica de la Escala de Resiliencia (RS) en una muestra de adolescentes portugueses. *Psicopatología Clínica, Legal y Forense*, 11(1), 51-65.
- Ruiz, R., de la Vega, R., Poveda, J., Rosado, A. y Serpa, S. (2012). Análisis psicométrico de la Escala de Resiliencia en el deporte del fútbol. *Revista de Psicología del Deporte*, 21(1), 143-151.
- Seguí, J. y Farias E. (2018) El trail running (carreras de o por montaña) en España. Inicios, evolución y (actual) estado de la situación. *RETOS. Nuevas Tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 33, 123-128.
- Trigueros, R., Álvarez, J. F., Aguilar-Parra, J. M., Alcaráz, M. y Rosado, A. (2017). Validación y adaptación española de la escala de resiliencia en el contexto deportivo (ERCD). *Psychology, Society and Education*, 9(2), 311-324. <https://doi.org/10.25115/psyse.v9i2.864>.
- Trigueros, R., Aguilar-Parra, J.M., Álvarez, J.F., Cangas, A.J., López-Liria, R. (2020). The effect of the motivation on the resilience and anxiety of the athlete. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 20(77), 73-86. <https://doi.org/10.15366/rimcafd2020.77.005>.
- Vallarino, T. y Reche, C. (2016). Burnout, resiliencia y optimismo en el hockey sobre hierba femenino. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 16(3), 73-78.
- Wagnild, G. y Young, H. (1993). Development and psychometric evaluation of the Resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 1(2), 165-178.

Windle, G., Bennett, K. M. y Noyes, J. (2011). A methodological review of resilience measurement scales. *Health and Quality of Life Outcomes*, 9(1), 8-26. <https://doi.org/10.1186/1477-7525-9-8>.

Número de citas totales / Total referentes: 31 (96,8%)

Número de citas propias de la revista / Journal's own referentes: 1 (3,2%)