

**Cita: Blanco, H.; Díaz, A. C.; Guijarro, S.; Blanco, L. H.; Aguirre, S. I.; Jurado, P. J. (2020).** Composición e invarianza factorial de la versión en español del Cuestionario de Clima en el Deporte (S-SCQ) en universitarios deportistas de Chihuahua, México. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 20(2), 218-228

## **Composición e invarianza factorial de la versión en español del Cuestionario de Clima en el Deporte (S-SCQ) en universitarios deportistas de Chihuahua, México**

### **Composition and factor invariance of the Spanish version of the Sports Climate Questionnaire (S-SCQ) in university athletes from Chihuahua, Mexico**

### **Composição e invariância fatorial da versão em espanhol do Climate in Sports Questionnaire (S-SCQ) em atletas universitários de Chihuahua, México**

Blanco, H.<sup>1</sup>, Díaz, A. C.<sup>2</sup>, Guijarro, S.<sup>3</sup>, Blanco, L. H.<sup>2</sup>, Aguirre, S. I.<sup>1</sup>, Jurado, P. J.<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Universidad Autónoma de Chihuahua, México, Facultad de Ciencias de la Cultura Física; <sup>2</sup>Universidad de Guadalajara, México, OPD Hospital Civil de Guadalajara; <sup>3</sup>Universidad de Granada, España, Departamento de Educación Física y Deportiva

#### **RESUMEN**

El presente estudio analiza las propiedades psicométricas propuestas por Balaguer, Castillo, Duda y Tomás (2009) para la versión en español del Cuestionario de Clima en el Deporte (S-SCQ) en hombres y mujeres deportistas universitarios. La muestra total fue de 432 universitarios deportistas de Chihuahua, México, 169 mujeres y 263 hombres, con edades comprendidas entre 18-26 años ( $M = 20.40$ ;  $DE = 1.89$ ). La estructura factorial del cuestionario se analizó mediante análisis factoriales confirmatorios. Los análisis, muestran que una estructura unifactorial es viable y adecuada tanto para la muestra total como para las poblaciones de hombres y mujeres. La estructura de un solo factor, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste de fiabilidad y validez. Además, la estructura factorial, las cargas factoriales y los interceptos se consideran invariantes de acuerdo al género; sin embargo, se encontraron diferencias a favor de los hombres deportistas en cuanto a su percepción sobre el apoyo a su autonomía por parte de su entrenador o entrenadora.

**Palabras clave:** validez; fiabilidad; psicometría; evaluación psicológica.

## Composición e invarianza factorial del cuestionario S-SCQ

### ABSTRACT

The aim of this research was to analyze the psychometric properties proposed by Balaguer et al. (2009) for the Spanish version of Sport Climate Questionnaire (S-SCQ) in university athletes men and women. The total sample has been composed by 432 university athletes, 169 women and 263 men from Chihuahua, Mexico, with ages from 18-26 years ( $M = 20.40$ ,  $SD = 1.89$ ). The factor structure of questionnaire has been analyzed through the confirmatory factor analysis. This analysis shows that a one factorial structure is viable and adequate for the total sample and the populations of men and woman. The one factor structure, according to statistical and substantive criteria, has shown adequate indicators of reliability and validity adjustment. On the other hand, the factorial structure, the factorial loads and the intercepts are considered invariant according to the variable gender; however, differences were found in favor of male athletes in terms of their perception of support for their autonomy on the part of their coaches.

**Keywords:** validity; reliability; psychometry; psychological assessment.

### RESUMO

O presente estudo analisa as propriedades psicométricas propostas por Balaguer et al. (2009) para a versão espanhola do Sports Climate Questionnaire (S-SCQ). Amostra total foi de 432 universitários atletas de Chihuahua, México, 169 mulheres e 263 homens com idades entre 18-26 anos ( $M = 20.40$ ;  $DE = 1.89$ ). A estrutura fatorial foi analisado com análises fatorial confirmatórias. Os análises mostram que uma estrutura unifatorial é factível e adequado para a mostra total e para ambas as populações, homens e mulheres. A estrutura unifatorial, em resposta a critérios estatísticos e materiais tem mostrado indicadores de ajuste adequados de confiabilidade e validade. Além disso a estrutura de fatores, cargas fatoriais e intercepto são considerados invariantes de acordo com o gênero; porém, se encontraram diferenças no grupo de homens atletas em seu percepção de apoiar a seu autonomia respeito a seu treinador.

**Palavras chave:** validade; precisão; confiabilidade; avaliação psicológica.

### INTRODUCCIÓN

La figura del entrenador es considerada uno de los agentes socializadores más importantes en el contexto deportivo (Fenton, Duda, Quedstedt y Barrett, 2014; Gaudreau et al., 2016; Pulido-González, Leo, Chamorro y García-Calvo, 2015; Ramis, Torregrosa, Viladrich y Cruz, 2013). Su importancia no radica solo en las posibles mejoras que pueda producir en los deportistas a nivel físico, sino también en aquellas que pueda producir a nivel motivacional (Aróstegi, Goñi, Infante y Zubillaga, 2013; Pedro y Veloso, 2018; Smoll, Cumming y Smith, 2011).

La Teoría de la Autodeterminación (TAD) (Deci y Ryan, 1985, 2000) es uno de los principales marcos teóricos que defiende la importancia del clima motivacional generado por el entrenador. Es decir, según la TAD el tipo de motivación que va a desarrollar el deportista (por ejemplo, desmotivación, motivación extrínseca o motivación intrínseca), va a depender en gran medida del clima motivacional generado por el entrenador. Por ello, y de acuerdo con Deci y Ryan (1985), uno de los aspectos más

importantes que ha de tener un entrenador en su actividad es el apoyo a la autonomía de los deportistas. Un contexto de apoyo a la autonomía es aquel en el que deportista tiene la posibilidad de elegir entre varias opciones, su perspectiva es considerada por el entrenador, posibilitando de esta forma su propia iniciativa (Deci, 1987; Núñez, León, Grijalvo y Martín-Albo, 2012). Consecuentemente, el apoyo a la autonomía por parte del entrenador actúa como factor protector contra la desmotivación en los deportistas, a la vez que favorece las formas más autodeterminadas de motivación (Almagro, Sáenz-López y Moreno-Murcia, 2012; Fenton et al., 2014; Pulido-González et al., 2015; Ramis et al., 2013).

Respecto a instrumentos de medida del apoyo a la autonomía por parte de los entrenadores, en el marco de la TAD (Deci y Ryan, 1985), Williams y Deci (1996) desarrollaron el Learning Climate Questionnaire, que posteriormente fue traducido y adaptado al deporte en español por Balaguer et al. (2009) obteniendo como resultado el Cuestionario de Clima en el Deporte. Este cuestionario, al igual que en

su versión original, está compuesto por 15 ítems en su versión larga y seis en su versión reducida, que evalúan la percepción de los deportistas sobre el apoyo a la autonomía ofrecido por sus entrenadores. El Cuestionario de Clima en el Deporte ha demostrado unas propiedades psicométricas y valores de fiabilidad adecuados tanto en su versión larga (RMSEA = .03; CFI = .93;  $\alpha$  = .96) como en su versión reducida (RMSEA = .02; CFI = .97;  $\alpha$  = .93) (Balaguer et al., 2009).

Investigaciones previas en diferentes contextos (por ejemplo, educativo y deportivo) que han utilizado el Cuestionario de Clima en el Deporte (Balaguer et al., 2009) para evaluar la percepción de apoyo a la autonomía, han apoyado sus propiedades psicométricas (Álvarez, Balaguer, Castillo y Duda, 2009; Balaguer, Castillo y Duda, 2008; Granero-Gallegos, Baena-Extremera, Sánchez-Fuentes y Martínez-Molina, 2014; López-Walle, Balaguer, Castillo y Tristán, 2012; Maldonado, Pacheco y Jorge, 2017; Morillo, Reigal y Hernández-Mendo, 2018; Núñez et al., 2012). Por ejemplo, en el contexto educativo, Núñez et al. (2012) analizaron la versión original del Learning Climate Questionnaire traducida y adaptada al español en 422 estudiantes universitarios, obteniendo una estructura unifactorial que mostró unos valores de ajuste adecuados en su versión larga (RMSEA = .08; CFI = .98; TLI = .94;  $\alpha$  = .95), así como en su versión corta (RMSEA = .10; CFI = .98; TLI = .96;  $\alpha$  = .91). Después, Granero-Gallegos et al. (2014) tradujeron y adaptaron al contexto de la Educación Física español la versión original del Learning Climate Questionnaire, obteniendo nuevamente una estructura unifactorial con buenos valores de ajuste (RMSEA = .06; CFI = .98; GFI = .99; NFI = .98; NNFI = .98;  $\alpha$  = .95). Por otro lado, en el ámbito deportivo, son varios los estudios que han mostrado unos adecuados valores de ajuste del Cuestionario de Clima en el Deporte (Álvarez et al., 2009; Balaguer et al., 2008; López-Walle et al., 2012; Morillo et al., 2018). Por ejemplo, Álvarez et al. (2009) analizaron la estructura factorial del Cuestionario de Clima en el Deporte en una muestra de 370 futbolistas adolescentes varones, obteniendo como resultado una estructura unifactorial con unos valores de ajuste adecuados (RMSEA = .07; CFI = .93; NNFI = .92;  $\alpha$  = .89), siendo similares a los obtenidos por otros estudios realizados en contextos

deportivos (Balaguer et al., 2008; López-Walle et al., 2012; Morillo et al., 2018).

Centrándonos en el contexto cultural mexicano, son pocos los estudios que han examinado las propiedades psicométricas del Learning Climate Questionnaire (López-Walle et al., 2012; Maldonado et al., 2017). En el contexto educativo, Maldonado et al. (2017) analizaron la versión original del Learning Climate Questionnaire traducida al español hablado en México en 859 estudiantes de educación secundaria, obteniendo una estructura unifactorial que mostró buenos valores de ajuste (RMSEA = .06; CFI = .99; NNFI = .99;  $\alpha$  = .92). Finalmente, en el contexto deportivo, López-Walle et al. (2012) adaptaron y analizaron la versión española del Cuestionario de Clima en el Deporte (Balaguer et al., 2009) al español hablado en México en 669 deportistas mexicanos, obteniendo nuevamente una estructura unifactorial que mostró unos valores de ajuste adecuados (RMSEA = .08; CFI = .91; NNFI = .91;  $\alpha$  = .89).

Desafortunadamente, hasta la fecha no hay estudios previos que hayan analizado la composición e invarianza factorial por género de la versión española del Cuestionario de Clima en el Deporte en el contexto deportivo mexicano en deportistas universitarios; lo que podría servir como una útil referencia para la investigación relacionada a la medición de la percepción del apoyo a la autonomía en este ámbito. Consecuentemente, el objetivo de la presente investigación instrumental (Ato, López y Benavente, 2013) fue investigar la estructura factorial de la versión en español del Cuestionario de Clima en el Deporte (S-SCQ) propuesta por Balaguer et al. (2009) y su equivalencia psicométrica en deportistas universitarios mexicanos hombres y mujeres; lo que se justifica por la importancia de comprobar la estructura factorial de un instrumento y la equivalencia psicométrica del mismo en distintos grupos (Abalo, Lévy, Rial y Varela, 2006).

## MATERIAL Y MÉTODOS

### *Participantes*

La muestra de 432 universitarios, de la ciudad de Chihuahua México, que practican algún deporte y participan regularmente en torneos o competencias deportivas; 169 mujeres y 263 hombres. La muestra se obtuvo mediante un muestreo por conveniencia. La edad de los participantes fluctuó entre los 18 y 26 años,

## Composición e invarianza factorial del cuestionario S-SCQ

con una media de 20.40 y una desviación estándar de 1.89 años.

### *Instrumentos*

La versión en español del Cuestionario de Clima en el Deporte (S-SCQ) de Balaguer et al. (2009) consta de 15 ítems en su versión completa y por 6 ítems en su versión reducida, evalúa el grado en el que los o las deportistas perciben que sus entrenadores o entrenadoras apoyan su autonomía. Cada ítem se inicia con la frase: “En mi deporte...” y las respuestas se recogen en una escala tipo Likert de siete puntos, que oscila desde nada verdadero (1), hasta muy verdadero (7).

Para nuestro estudio se hicieron dos adaptaciones a la versión de Balaguer et al. (2009). Motivo por el cual nos referiremos al cuestionario S-SCQ como cuestionario S-SCQ-M.

Primera adaptación, en la versión utilizada en la presente investigación las respuestas se recogen en una escala tipo Likert de siete puntos, que oscila desde nada verdadero (0), hasta muy verdadero (6).

La segunda adaptación consistió en aplicar el instrumento por medio de una computadora; esto con el fin de permitir el almacenamiento de los datos sin etapas previas de codificación, con una mayor precisión y rapidez. Además de permitir que la redacción de cada ítem estuviera acorde al género del entrenador de cada deportista.

### *Procedimiento*

Se invitó a participar en el estudio a universitarios, de la ciudad de Chihuahua México, que practicaban algún deporte y participaban regularmente en torneos o competencias deportivas. Los que aceptaron participar firmaron el consentimiento informado. Luego se aplicó el instrumento antes descrito en una sesión de aproximadamente 25 minutos; en las aulas de los centros educativos. Al inicio de la evaluación se comentaban las instrucciones del cuestionario y los objetivos de la investigación. Una vez aplicado el instrumento se procedió a recopilar y a analizar los datos mediante el paquete SPSS 18.0 y AMOS 21.0.

### *Análisis estadístico*

El análisis psicométrico se realizó en dos etapas: 1) Análisis de las propiedades psicométricas del instrumento y 2) Análisis de invarianza factorial; con el fin de obtener una prueba que presente las mejores propiedades psicométricas.

### *Análisis de las propiedades psicométricas del instrumento*

El primer paso del análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario consistió en calcular la asimetría y la curtosis de cada ítem, para determinar si se cumplía el supuesto de normalidad.

Luego, se sometieron a comparación dos modelos de medida: el S-SCQ-M1A, que responde a una estructura unifactorial acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario según Balaguer et al. (2009) y el S-SCQ-M1B, que corresponde a la estructura factorial del modelo anterior sin los ítems que de acuerdo a los índices de modificación resultaron no adecuados.

Posteriormente, a través del Coeficiente Alpha de Cronbach (Elosua y Zumbo, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995) y del Coeficiente Omega (Revelle y Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009) se calculó la fiabilidad del factor del mejor modelo de medida obtenido.

### *Análisis de invarianza factorial.*

Con el fin de obtener una prueba que presentara las mejores propiedades para la conformación de los puntajes del cuestionario S-SCQ-M en mujeres y hombres se llevó a cabo un análisis de la invarianza factorial, tomando como base el mejor modelo obtenido en la muestra total (S-SCQ-M1B). Luego se calculó la fiabilidad, en ambas muestras, a través del Alfa de Cronbach y el Coeficiente Omega (Revelle y Zinbarg, 2009).

Para conducir todos los análisis factoriales confirmatorios se utilizó el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012), las varianzas de los términos de error fueron especificados como parámetros libres, en las variables latentes (factores) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su escala sea igual a la de una de las variables observables (ítems). El método de estimación empleado fue el de Máxima Verosimilitud (ML) con la aplicación de

procedimientos de remuestreo bootstrap para los casos de no normalidad (Byrne, 2010; Kline, 2011); aun cuando en AMOS 21.0 el ML es especialmente robusto para posibles casos de no normalidad, especialmente si la muestra es suficientemente amplia y los valores de asimetría y curtosis no son extremos (asimetría < |2| y curtosis < |7|); siguiendo además la recomendación de Thompson (2004), en el sentido de que cuando se emplea análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no sólo el ajuste de un modelo teórico sino que es recomendable comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor.

Para evaluar el ajuste del modelo se emplearon el estadístico Chi-cuadrado, el índice de bondad de ajuste (GFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) como medidas absolutas de ajuste. El índice de bondad ajustado (AGFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) como medidas de ajuste incremental. La razón

de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el Criterio de Información de Akaike (AIC) como medidas de ajuste de parsimonia (Byrne, 2010; Gelabert et al., 2011).

## RESULTADOS

### *Asimetría y curtosis de los ítems del cuestionario*

En la Tabla 1, además de las medias y desviaciones estándar, se resumen los valores de asimetría y curtosis de las distintas variables contempladas en el modelo de medida. La mayoría de las variables muestran valores de asimetría de  $\pm 1.40$  y  $\pm 1.50$  de curtosis, por lo que se infiere que las variables se ajustan razonablemente a una distribución normal (normalidad univariada); sin embargo el índice multivariado de Mardia por encima del valor 70 indica ausencia de normalidad multivariada (Rodríguez y Ruiz, 2008).

Tabla 1  
*Asimetría y curtosis de los ítems del cuestionario S-SCQ-M. Muestra total.*

Ítem	M	DE	AS	CU
1. mi entrenador me ofrece distintas alternativas y opciones	4.41	1.66	-0.88	0.13
2. me siento comprendido por mi entrenador	4.50	1.68	-1.00	0.22
3. tengo la posibilidad de poder comunicarme fácilmente con mi entrenador mientras estoy entrenando	4.58	1.72	-1.01	0.04
4. mi entrenador hace que yo confíe en mi habilidad para hacerlo bien en mi deporte	4.81	1.65	-1.33	0.93
5. me siento aceptado por mi entrenador	4.86	1.68	-1.41	1.02
6. mi entrenador se asegura que yo realmente entienda cuál es mi papel y de lo que tengo que hacer	4.84	1.64	-1.38	1.03
7. mi entrenador me anima a que le pregunte lo que quiera saber	4.63	1.74	-1.14	0.39
8. confío mucho en mi entrenador	4.72	1.74	-1.28	0.71
9. mi entrenador responde a mis preguntas con esmero (detenidamente y en detalle)	4.63	1.71	-1.12	0.36
10. a mi entrenador le interesa saber la forma en que me gusta hacer las cosas	4.43	1.79	-1.01	0.10
11. mi entrenador maneja muy bien las emociones de la gente	4.37	1.81	-0.95	-0.06
12. mi entrenador se preocupa de mí como persona	4.50	1.75	-1.04	0.19
13. no me gusta la forma en la que me habla mi entrenador	3.49	2.36	-0.27	-1.50
14. mi entrenador trata de entender como veo las cosas antes de sugerirme una nueva manera de hacerlas	4.17	1.78	-0.85	-0.04
15. me siento capaz de compartir mis sentimientos con mi entrenador	3.84	2.00	-0.58	-0.77
índice multivariado de Mardia				121.31

Nota: M = media, DE = desviación estándar, AS = asimetría; CU = curtosis

## Composición e invarianza factorial del cuestionario S-SCQ

### *Análisis factorial confirmatorio muestra total*

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .785; RMSEA .124; CFI .888) para el modelo S-SCQ-M1A que corresponde a una estructura unifactorial acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario, indican que el modelo de medición es no aceptable (Tabla 2).

El factor del modelo S-SCQ-M1A explica aproximadamente el 60% de la varianza y de acuerdo a los resultados obtenidos 12 de los 15 ítems saturan por encima de .70 en su dimensión prevista (Tabla 3).

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .987; RMSEA .042; CFI .997) del segundo modelo sometido a prueba (S-SCQ-M1B) que corresponde a la estructura factorial del modelo anterior sin los ítems 1, 3, 9, 11, 12, 13, 14 y 15 indican que este modelo de medición es mejor que el modelo anterior y que su ajuste es óptimo (Tabla 2). El factor de este modelo explica aproximadamente el 74% de la varianza. Por otro lado todos los ítems saturan por encima de .70 en su dimensión prevista (Tabla 3).

Tabla 2

*Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados.*

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	$\chi^2$	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
S-SCQ-M1A	686.709*	.785	.124	.713	.869	.888	7.630	746.709
S-SCQ-M1B	19.316	.987	.042	.967	.994	.997	1.756	53.316

*Nota:* \*  $p < .05$ ; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; AGFI = índice corregido de la bondad de ajuste; TLI = índice de Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo; CMIN/DF = índice de ajuste chi cuadrado dividido por los grados de libertad; AIC = criterio de información de Akaike

Tabla 3

*Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para los Modelos S-SCQ-M1A y S-SCQ-M1B.*

Ítem	S-SCQ-M1A	S-SCQ-M1B
1. mi entrenador me ofrece distintas alternativas y opciones	.60	-
2. me siento comprendido por mi entrenador	.73	.71
3. tengo la posibilidad de poder comunicarme fácilmente con mi entrenador mientras estoy entrenando	.79	-
4. mi entrenador hace que yo confíe en mi habilidad para hacerlo bien en mi deporte	.83	.84
5. me siento aceptado por mi entrenador	.86	.89
6. mi entrenador se asegura que yo realmente entienda cuál es mi papel y de lo que tengo que hacer	.89	.91
7. mi entrenador me anima a que le pregunte lo que quiera saber	.87	.85
8. confío mucho en mi entrenador	.84	.82
9. mi entrenador responde a mis preguntas con esmero (detenidamente y en detalle)	.83	-
10. a mi entrenador le interesa saber la forma en que me gusta hacer las cosas	.82	.75
11. mi entrenador maneja muy bien las emociones de la gente	.78	-
12. mi entrenador se preocupa de mí como persona	.81	-
13. no me gusta la forma en la que me habla mi entrenador	-.10	-
14. mi entrenador trata de entender como veo las cosas antes de sugerirme una nueva manera de hacerlas	.72	-
15. me siento capaz de compartir mis sentimientos con mi entrenador	.62	-

El factor del modelo S-SCQ-M1A, obtiene valores de consistencia interna de  $\alpha = .934$  y  $\Omega = .950$ . El factor del modelo S-SCQ-M1B, obtiene valores de consistencia interna de  $\alpha = .940$  y  $\Omega = .938$ .

*Análisis factoriales confirmatorios hombres y mujeres*

Tanto en la muestra de hombres como de mujeres todas las variables muestran valores de asimetría de  $\pm 1.50$  y  $\pm 1.60$  de curtosis, además, el índice multivariado de Mardia por debajo del valor 70 indica normalidad multivariada (Rodríguez y Ruiz, 2008).

De acuerdo a los resultados de la Tabla 4 el análisis factorial confirmatorio de 7 ítems agrupados en un solo factor en la muestra de mujeres es óptimo

(*GFI* .970 y *RMSEA* .067) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

Por otro lado, el análisis factorial confirmatorio en la muestra de hombres (Tabla 4), indica nuevamente que el modelo de medición unifactorial es óptimo (*GFI* .983 y *RMSEA* .040) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

Tabla 4

*Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Análisis factorial confirmatorio para mujeres y hombres.*

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	$\chi^2$	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Solución factorial para las mujeres								
1 factor 7 ítems	19.369	.970	.067	.923	.987	.993	1.761	53.369
Saturado	0.000	1.000				1.000		56.000
Independiente	1222.251*	.228	.584	-.029	.000	.000	58.202	1236.251
Solución factorial para los hombres								
1 factor 7 ítems	15.567	.983	.040	.956	.993	.996	1.415	49.567
Saturado	0.000	1.000				1.000		56.000
Independiente	1292.981*	.289	.481	.051	.000	.000	61.571	1306.981

*Nota:* \*  $p < .05$ ; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; AGFI = índice corregido de la bondad de ajuste; TLI = índice de Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo; CMIN/DF = índice de ajuste chi cuadrado dividido por los grados de libertad; AIC = criterio de información de Akaike

De acuerdo a los resultados de la Tabla 5, en ambas muestras, la mayoría de los ítems saturan por encima de .70 en su dimensión prevista.

Tabla 5

*Soluciones estandarizadas para el análisis factorial confirmatorio en ambas muestras.*

Ítem	Mujeres	Hombres
2. me siento comprendido por mi entrenador	.79	.70
4. mi entrenador hace que yo confíe en mi habilidad para hacerlo bien en mi deporte	.89	.80
5. me siento aceptado por mi entrenador	.93	.86
6. mi entrenador se asegura que yo realmente entienda cuál es mi papel y de lo que tengo que hacer	.93	.89
7. mi entrenador me anima a que le pregunte lo que quiera saber	.86	.85
8. confío mucho en mi entrenador	.85	.79
10. a mi entrenador le interesa saber la forma en que me gusta hacer las cosas	.77	.72

## Composición e invarianza factorial del cuestionario S-SCQ

### *Invarianza de la estructura factorial entre mujeres y hombres*

Los índices de ajuste obtenidos (Tabla 6) permiten aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos muestras. Aunque el valor de Chi-cuadrado excede al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, los índices  $GFI=.978$ ,  $CFI=.995$ ,  $RMSEA=.037$  y  $AIC=102.936$  refuerzan esta conclusión lo que nos permite aceptar el modelo base de la invarianza (modelo sin restricciones).

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales caracterizamos la invarianza métrica. Los valores que se recogen en la Tabla 6 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general ( $GFI .973$ ) y el error cuadrático medio de aproximación ( $RMSEA .035$ ) siguen aportando información convergente en el sentido de la invarianza métrica. Además el criterio de información de Akaike ( $AIC 98.629$ ) y el índice comparativo de Bentler ( $CFI .994$ ) no sufren grandes variaciones respecto al modelo anterior. Haciendo uso del criterio para la evaluación de los modelos anidados propuesto por Cheung y Rensvold (2002), quienes sugieren que si el cálculo de la diferencia de los  $CFI$  de ambos modelos anidados disminuye en .01 o menos, se da por bueno el modelo restringido y por tanto el cumplimiento de la invarianza factorial; la diferencia entre  $CFI$ s obtenida permite aceptar el modelo de invarianza métrica. Podemos concluir hasta ahora que las cargas factoriales son equivalentes en las dos muestras.

Una vez demostrada la invarianza métrica entre las muestras, pasamos a evaluar la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (Tabla 6) muestran un ajuste óptimo de este modelo, tanto evaluado de modo independiente como analizándolo respecto a su anidamiento con el modelo de invarianza métrica. La diferencia entre los índices comparativos de Bentler es de cuatro milésimas; el índice de ajuste general es .966 y el error cuadrático medio de aproximación es .044. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

Tabla 6  
*Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial.*

Modelo	Índice de Ajuste						
	$\chi^2$	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	34.936*	22	.978	.986	.995	.037	102.936
Invarianza métrica	42.629*	28	.973	.983	.994	.035	98.629
Invarianza factorial fuerte	53.333*	29	.966	.979	.990	.044	107.333

Nota: \*  $p < .05$ ; GFI = índice de bondad de ajuste; NFI = índice de ajuste normado; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; AIC = criterio de Información de Akaike

El factor del modelo S-SCQ-M1B alcanza valores de consistencia interna por encima de .90 en ambas muestras (hombres y mujeres) (Tabla 7).

Tabla 7  
*Coefficiente omega y alfa para el factor obtenido.*

Factor	Mujeres		Hombres	
	$\Omega$	$\alpha$	$\Omega$	$\alpha$
Factor modelo S-SCQ-M1B	.953	.954	.927	.924

### *Contraste de las medias entre mujeres y hombres*

Una vez comprobada la invarianza factorial, las diferencias entre las medias del factor de los dos grupos se estimaron tomando como referente la muestra de mujeres, fijando en 0 el valor de las medias para dicha muestra y estimando libremente el valor de las medias para la muestra de hombres. Las restricciones sobre los coeficientes de regresión e interceptos, requeridos para los contrastes entre las medias se realizaron automáticamente mediante el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012). Los resultados de las comparaciones entre medias (.293,  $p < 0.05$ ) indicaron que las mujeres, en comparación con los hombres, manifiestan menor apoyo a su autonomía por parte de su entrenador o entrenadora.

## DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

De los resultados mostrados, de su análisis y tomando en cuenta que el objetivo principal de este estudio fue el de examinar la estructura factorial de la versión en español del Cuestionario de Clima en el Deporte (S-SCQ-M) y la medición de su invarianza factorial en mujeres y hombres deportistas universitarios, se pueden obtener las siguientes conclusiones:



1) Los análisis factoriales confirmatorios realizados en la muestra total apoyan la estructura factorial de un solo factor; donde el factor así obtenido presenta en general saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas, saturaciones que en general se corresponden con la estructura propuesta para el cuestionario por Balaguer et al. (2009); no obstante la necesidad de eliminar ocho de los ítems.

2) El Análisis Factorial Confirmatorio tanto en la muestra de mujeres como de hombres, indicó que el ajuste de los datos al modelo teórico de 7 ítems agrupados en un solo factor es óptimo. Al mismo tiempo que el factor así obtenido presenta saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas.

3) El factor en ambas muestras evidenció una consistencia interna muy alta, a pesar del número reducido de ítems.

4) Conjuntamente con todo lo antes dicho, los resultados del análisis de la invarianza factorial entre hombres y mujeres; indican una alta congruencia entre pares de factores. Lo que sugiere la existencia de fuertes evidencias de la validación cruzada de la medida y por tanto de la estabilidad de la estructura, hasta que no se demuestre lo contrario.

5) Las comparaciones entre los grupos reflejaron diferencias significativas, a favor de los hombres en cuanto a su percepción sobre el apoyo a su autonomía por parte de su entrenador o entrenadora; Amorose, Anderson-Butcher, Newman, Fraina, y Iachini (2016) afirman que la motivación autodeterminada en el deporte está relacionada con influencias sociales, variables como los entrenadores, los padres y las madres de los atletas; sin embargo, aunque los autores no encontraron diferencias significativas de acuerdo al género en relación a estas variables, los valores de F univariados indicaron que las mujeres y los hombres sí difirieron en la percepción de la autonomía en relación al padre, además las mujeres fueron quienes reportaron un apoyo a la autonomía significativamente mayor. Sería interesante indagar si las diferencias percibidas en este estudio se deban a la cultura mexicana históricamente marcada por el machismo.

En síntesis, el análisis de las propiedades psicométricas de la versión en español del Cuestionario de Clima en el Deporte (S-SCQ) ha mostrado que una estructura unifactorial, de acuerdo a

los requisitos psicométricos establecidos, es viable, adecuada e invariante entre hombres y mujeres universitarios. La estructura unifactorial ha mostrado adecuados indicadores de ajuste y de validez.

Sin embargo, el alcance de estos resultados es limitado, y es necesario que en investigaciones futuras se confirme la estructura obtenida, lo cual permitirá contar con evidencia más robusta respecto a la estructura factorial de la escala. Específicamente, debe demostrarse si la invarianza de la estructura de la escala se cumple por edad y deporte; de tal manera que, se considera que más estudios son necesarios con el fin de corroborar o refutar los datos obtenidos en las investigaciones realizadas hasta el momento.

Asimismo, es indispensable comprobar si el cuestionario resulta útil para predecir motivación y logros deportivos.

## **APLICACIONES PRÁCTICAS**

De acuerdo a la teoría de la autodeterminación la satisfacción de la necesidad de autonomía, junto con las de sentirse competente y relacionado con los demás, es esencial para el desarrollo tanto de la motivación autodeterminada, como del bienestar psicológico, de ahí la importancia de contar con instrumentos válidos y confiables para su medición. Por ello, el presente estudio analiza las propiedades psicométricas propuestos por Balaguer et al. (2009) para el Cuestionario de Clima en el Deporte (S-SCQ). Este estudio además sirve de referencia para futuras investigaciones sobre el estudio de instrumentos para la medición de la percepción de apoyo a la autonomía en deportistas con diferentes factores personales y culturales. Finalmente, el presente instrumento será de gran utilidad para la aplicación en diferentes ámbitos como, por ejemplo, estudios descriptivos o de intervención.

## **AGRADECIMIENTOS**

La Secretaría de Educación Pública-Subsecretaría de Educación Superior-Dirección de Superación Académica- Programa para el Desarrollo Profesional Docente (DE-13 -6894) quién financió este estudio. Así como la facilidad para la financiación de la publicación (CONACYT, Redes Temáticas, No. 269614). Santiago Guijarro-Romero recibe una ayuda del programa de Formación del Profesorado

## Composición e invarianza factorial del cuestionario S-SCQ

Universitario (FPU) del Ministerio de Ciencia, Innovación, y Universidades del Gobierno de España (FPU15/02387).

### REFERENCIAS

1. Abalo, J., Lévy, J., Rial, A. y Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. Lévy (Ed.), *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales* (pp. 259-278). Madrid: Netbiblo.
2. Almagro, B. J., Sáenz-López, P., & Moreno-Murcia, J. A. (2012). Perfiles motivacionales de deportistas adolescentes españoles. *Revista de Psicología del Deporte*, 21(2), 223-231.
3. Álvarez, M. S., Balaguer, I., Castillo, I. y Duda, J. L. (2009). Coach autonomy support and quality of sport engagement in young soccer players. *The Spanish Journal of Psychology*, 12(1), 138-148. doi: 10.1017/S1138741600001554
4. Amorose, A. J., Anderson-Butcher, D., Newman, T. J., Fraina, M., & Iachini, A. (2016). High school athletes' self-determined motivation: The independent and interactive effects of coach, father, and mother autonomy support. *Psychology of Sport and Exercise*, 26, 1-8. doi: 10.1016/j.psychsport.2016.05.005
5. Arbuckle, J. R. (2012). *AMOS users guide version 21.0*. Chicago, IL: Marketing Department, SPSS Incorporated.
6. Aróstegi, B., Goñi, A., Infante, G. y Zubillaga, A. (2013). El autoconcepto físico de jóvenes futbolistas de alto rendimiento. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 13(1), 9-13. Doi:10.4321/s1578-84232013000100002
7. Ato, M., López, J. J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
8. Balaguer, I., Castillo, I. y Duda, J. L. (2008). Apoyo a la autonomía, satisfacción de las necesidades, motivación y bienestar en deportistas de competición: un análisis de la teoría de la autodeterminación. *Revista de Psicología del Deporte*, 17(1), 123-139.
9. Balaguer, I., Castillo, I., Duda, J. L. y Tomás, I. (2009). Análisis de las propiedades psicométricas de la versión española del Cuestionario de Clima en el Deporte. *Revista de Psicología del Deporte*, 18(1), 73-83.
10. Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York, NY: Routledge.
11. Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/s15328007SEM0902\_5
12. Deci, E. L. (1987). The support of autonomy and the control of behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53(6), 1024-1037. doi: 10.1037/0022-3514.53.6.1024
13. Deci, E. L. y Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic Motivation and Self-Determination in Human Behavior*. New York: Plenum.
14. Deci, E. L. y Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268. doi: 10.1207/S15327965PLI1104\_01
15. Elosua, P. y Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
16. Fenton, S. A. M., Duda, J. L., Quested, E. y Barrett, T. (2014). Coach autonomy support predicts autonomous motivation and daily moderate-to-vigorous physical activity and sedentary time in youth sport participants. *Psychology of Sport and Exercise*, 15(5), 453-463. doi: 10.1016/j.psychsport.2014.04.005
17. Gaudreau, P., Morinville, A., Gareau, A., Verner-Filion, J., Green-Demers, I. y Franche, V. (2016). Autonomy support from parents and coaches: Synergistic or compensatory effects on sport-related outcomes of adolescent-athletes? *Psychology of Sport and Exercise*, 25, 89-99. doi: 10.1016/j.psychsport.2016.04.006
18. Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A. y Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of

- the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, 23(1), 133-139.
19. Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., Sánchez-Fuentes, J. A. y Martínez-Molina, M. (2014). Validación Española del “Learning Climate Questionnaire” Adaptado a la Educación Física. *Psicología: Reflexão e Crítica*, 27(4), 625-633. doi: 10.1590/1678-7153.201427403
20. López-Walle, J., Balaguer, I., Castillo, I. y Tristán, J. (2012). Autonomy support, basic psychological needs and well-being in Mexican athletes. *The Spanish Journal of Psychology*, 15(3), 1283-1292. doi: 10.5209/rev\_SJOP.2012.v15.n3.39414
21. Maldonado, E., Pacheco, R. y Jorge, Z. (2017). Validación mexicana del cuestionario de clima de aprendizaje adaptado a la educación física. *Retos*(32), 115-118.
22. Morillo, J. P., Reigal, R. E. y Hernández-Mendo, A. (2018). Orientación motivacional, apoyo a la autonomía y necesidades psicológicas en balonmano playa *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y del Deporte*, 18(69), 103-117. doi: 10.15366/rimcafd2018.69.007
23. Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill.
24. Núñez, J. L., León, J., Grijalvo, F. y Martín-Albo, J. (2012). Measuring autonomy support in university students: the Spanish version of the Learning Climate Questionnaire. *The Spanish Journal of Psychology*, 15(3), 1466-1472. doi: 10.5209/rev\_SJOP.2012.v15.n3.39430
25. Pedro, S. D. y Veloso, S. (2018). Explorando la resiliencia en deporte. Apoyo del entrenador a la autonomía y compromiso del Atleta – Una contribución a la literatura. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 18(1), 151-160.
26. Pulido-González, J. J., Leo, F. M., Chamorro, J. L. y García-Calvo, T. (2015). ¿Apoyan los entrenadores la motivación de sus deportistas? Diferencias en la percepción del comportamiento. *Revista de Psicología del Deporte*, 24(1), 139-145.
27. Ramis, Y., Torregrosa, M., Viladrich, C. y Cruz, J. (2013). El apoyo a la autonomía generado por entrenadores, compañeros y padres y su efecto sobre la motivación autodeterminada de deportistas de iniciación. *Anales de Psicología*, 29(1), 243-248. doi: 10.6018/analesps.29.1.124011
28. Revelle, W. y Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. doi: 10.1007/s11336-008-9102-z
29. Rodríguez, M. N. y Ruiz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29, 205-227.
30. Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach’s alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. doi: 10.1007/s11336-008-9101-0
31. Smoll, F. L., Cumming, S. P. y Smith, R. E. (2011). Enhancing Coach-Parent Relationships in Youth Sports: Increasing Harmony and Minimizing Hassle. *International Journal of Sports Science & Coaching*, 6(1), 192-204. doi: 10.1260/1747-9541.6.1.13
32. Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D C: American Psychological Association.
33. Williams, G. y Deci, E. L. (1996). Internalization of biopsychosocial values by medical students: a test of self-determination theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(4), 767-779. doi: 10.1037/0022-3514.70.4.767