



Revista de Psicodidáctica

ISSN: 1136-1034

revista-psicodidactica@ehu.es

Universidad del País Vasco/Euskal Herriko

Unibertsitatea

España

Baena-Extremera, Antonio; Granero-Gallegos, Antonio; Bracho- Amador, Clara; Pérez-Quero, Francisco Javier

Spanish Version of the Sport Satisfaction Instrument (SSI) Adapted to Physical Education

Revista de Psicodidáctica, vol. 17, núm. 2, 2012, pp. 377-396

Universidad del País Vasco/Euskal Herriko Unibertsitatea

Vitoria-Gasteis, España

Available in: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=17523128008>

- How to cite
- Complete issue
- More information about this article
- Journal's homepage in redalyc.org

redalyc.org

Scientific Information System

Network of Scientific Journals from Latin America, the Caribbean, Spain and Portugal

Non-profit academic project, developed under the open access initiative

## Spanish Version of the Sport Satisfaction Instrument (SSI) Adapted to Physical Education

Antonio Baena-Extremera\*, Antonio Granero-Gallegos\*, Clara Bracho-Amador\*\*, and Francisco Javier Pérez-Quero\*\*

\* Universidad de Murcia, \*\* Universidad de Granada

### Abstract

The objective of this research was to analyze the psychometric properties of the Sport Satisfaction Instrument in a Spanish sample, adapted to Physical Education. The aim is to determine whether it constitutes a valid and reliable instrument to use in future research. It was administered to a total of 2002 high school students from 12 to 19 years old, analyzing the structure of the instrument through confirmatory procedures and supporting the hypothesized theoretical model of two factors (*Satisfaction/fun* and *Boredom*). The Spanish version of the instrument for Physical Education showed acceptable levels of internal consistency and temporal stability. Concurrent validity was explored through correlations with other dimensions, as well as differences by sex and age. Correlations between *Satisfaction/fun* and *Task orientation* were positive, whereas *Boredom* did not correlate with *Ego orientation*, but, on the other hand, a significant and negative relationship was found with *Task orientation* for both sexes

**Keywords:** Physical Education, satisfaction, fun, boredom, psychometric properties, SSI-EF.

### Resumen

El objetivo de esta investigación ha sido analizar las propiedades psicométricas del Sport Satisfaction Instrument adaptado a Educación Física en una muestra española. Con ello se pretendió determinar si constituye un instrumento válido y fiable para su utilización en futuras investigaciones. Se administró a un total de 2002 estudiantes de secundaria de 12 a 19 años, analizándose la estructura del instrumento mediante procedimientos confirmatorios. Este análisis apoya el modelo teórico hipotetizado de dos factores (satisfacción/diversión y aburrimiento). La versión española del instrumento para Educación Física mostró niveles aceptables de consistencia interna y estabilidad temporal. La validez concurrente se exploró mediante correlación con otras dimensiones y diferencias por sexo y edad. Las correlaciones fueron positivas entre la satisfacción/diversión y la orientación a la tarea, mientras que el aburrimiento no correlacionó con la orientación al ego. El aburrimiento correlacionó significativa y negativamente con la orientación a la tarea en ambos sexos.

**Palabras clave:** Educación Física, satisfacción, diversión, aburrimiento, propiedades psicométricas, SSI-EF.

Correspondence: Antonio Baena Extremera, Departamento de Actividad Física y Deporte, Facultad de Ciencias del Deporte, Universidad de Murcia, C/ Argentina s/n., Santiago de la Ribera (Murcia) 30720. E-mail: abaenaextrem@um.es

## Introduction

Due to the importance of this knowledge, in the past decades, increasingly more research on students' interests and motivations at diverse educational levels has been carried out. Motivation is one of the most important factors, which receives the most attention due to its influence on students' academic success, according to Inglés, Martínez-González, García-Fernández, Torregrosa, and Ruiz-Esteban (2012). But students' satisfaction, fun, and boredom at school may also determine their future. In fact, they can be considered possible predictors of students' dropping out of school and physical practice.

Among the diverse motivational theories that are taken into account in this investigation, the achievement goal theory (Nicholls, 1989) and the self-determination theory (SDT) (Deci & Ryan, 1985, 2000; Ryan & Deci, 2000) are currently two of the most extensively employed.

As reported in recent works (Granero-Gallegos, Gómez-López, Baena-Extremera, Abraldes, & Rodríguez-Suárez, in press; Moreno-Murcia, González-Cutre, & Chillón, 2009), the SDT is understood as a continuum on which diverse levels of self-determination are established; according to this theory, an intrinsically motivated person has the highest the degree of self-determination, which leads to a commitment to physical practice for the

person's own satisfaction, pleasure, and enjoyment, so that it thereby becomes an end in itself (Deci & Ryan, 1985, 2000). Recently, Moreno-Murcia and Vera (2011) conducted an investigation in which they verified the predictive relation between intrinsic motivation and fun in Physical Education (PE) as a causal explanation of a model of satisfaction with life.

From the cognitive social theory of goal perspectives, Nicholls (1984, 1989) presented the two perspectives that are predominant in the academic setting, the *ego-oriented* perspective and the *task-oriented* perspective. According to this theory, task-orientated students compare their level of capacity with their former levels, whereas ego-oriented students compare their competences with those of their classmates (Nicholls, 1989).

As stated by Castillo, Balaguer, and Duda (2001), diverse investigations related to the academic setting have shown the important relations between students' goal orientations and their beliefs about the causes of success at school (Nicholls, Cheung, Lauer, & Patashnick, 1989). Thus, task-oriented students tend to believe that academic success is due to effort and work. These students collaborate and cooperate with their classmates and they also attempt to understand the contents of the subject matter, rather than just memorizing them (Castillo et al., 2001). In contrast, ego-oriented students are more likely to believe that aca-

demic success is due to their being more capable than their classmates, their constant attempts to surpass them and be better than them.

Within the PE context and following Ruíz-Juan, Pierón, and Zamarripa (2011, p. 180), task-oriented students are highly motivated and do not need external rewards or threats, because the best reward is the achievement itself. In contrast, ego-oriented students need to do everything better than their classmates and feel they must display this superiority in class by winning, scoring higher than the rest in any activity, or performing well according to normative patterns. With regard to this, in a sample of 304 secondary students who were ego-oriented in PE, Fernández-Río, Méndez-Giménez, Cecchini, and González (2012) found that they tended to display behaviors that included negative actions during the game, such as playing rough, because their only goal was to win at any cost.

In addition, as a consequence of these orientations, as reported in some works on sport settings (Duda, Martínez, & Balaguer, 1999; Duda & Whitehead, 1998) and academic settings (Ames & Archer, 1988; Duda, Fox, Biddle, & Armstrong, 1992; Duda & Nicholls, 1992; Fernández-Río et al., 2012; Nicholls, 1989), task-oriented students tend to have more fun and they enjoy practicing the class activity, whereas ego-oriented students become bored with the activ-

ity or else they do not enjoy it. To this can be added the conclusions of Ntoungamis (2005), who stated that, when students have fun, they tend to be intrinsically motivated, which leads to higher participation in PE classes and even more practice of the physical activity in their free time. Therefore, it is essential to learn about these student aspects, because, on the basis of their satisfaction with this subject and with physical activity, the habit of physical exercise, which is so important for health (Arday et al., 2010), could be inculcated, and, as shown in some studies (Dwyer, Sallis, Blizzard, Lazarus, & Dean, 2001), students' academic performance could improve, and even their relations with other classmates (Baena-Extremera & Ruiz, 2009). It is therefore important to determine students' intrinsic satisfaction with this subject, as it could be a relevant academic and sport reference point.

Starting from this conceptual framework, in a study with 587 students from diverse schools, Nicholls et al. (1989) and Nicholls, Patashnick, and Nolen (1985) elaborated the Intrinsic Satisfaction Classroom Scale (ISC) referring to the academic setting. This instrument measures students' degree of satisfaction with and intrinsic interest in school, by means of 8 items divided into two scales, which measure *Satisfaction/fun* (5 items) and *Boredom* (3 items) with academic activities.

Subsequently, Duda and Nicholls (1992) carried out an inves-

tigation using this scale with 207 students whose mean age was 15.1 years. They also adapted the scale to sports with parallel items, thus creating the Sport Satisfactory Instrument (SSI). Factor analysis revealed the existence of two factors for each scale, which included five items for the factor of *Satisfaction/fun* ( $\alpha = .82$ ), and three items for the factor of *Boredom* ( $\alpha = .71$ ).

These scales provided very relevant information, both in the school and in the sport setting. Despite this, there are very few works that use the same scales, and still fewer that measure satisfaction with school. In Spain, Balaguer, Atienza, Castillo, Moreno, and Duda (1997) carried out a study in which they conducted confirmatory factor analysis of this scale with Spanish adolescent students, and this has become the version of reference in our country. In this version, Cronbach alpha coefficients ranged between *Satisfaction/fun* ( $\alpha = .82$ ) and *Boredom* ( $\alpha = .71$ ), as in the works of Duda and Nicholls (1992) and Nicholls et al. (1985, 1989). Balaguer et al.'s (1997) proposal was also used in the investigation carried out by Castillo et al. (2001) with 967 students between 11 and 16 years of age, from the Valencian Community. These authors also confirmed the existence of two dimensions, *Satisfaction/fun* ( $\alpha = .80$ ) and *Boredom* ( $\alpha = .76$ ), with 5 and 2 items, respectively. The analyses of reliability showed that, by eliminating Item 2 from the scale of *Boredom*, Cronbach's alpha

coefficient rose from an initial value of .62 to .76. They also performed confirmatory factor analysis of the instrument, which showed adequate goodness-of-fit indexes.

On the basis of these investigations, the goal of this work is to contribute evidence about the dimensionality of the Spanish version of the SSI in a sample of secondary education students by means of confirmatory procedures. First, the process of adaptation of the items is explained. The psychometric properties of the Spanish version of the SSI adapted to PE are analyzed. The following goals were specified: (a) to examine the factor structure with confirmatory factor analysis (CFA), (b) to assess the internal consistency, (c) to verify temporal stability, and (d) to assess sex and age differences.

## Method

### Participants

A total of 2002 students from 17 secondary education schools of the provinces of Almería, Córdoba, Granada, Jaén, and Seville participated in this study (970 boys = 48.5%, 1,032 girls = 51.5%). Their ages ranged between 12 and 19 years ( $M = 14.99$ ,  $SD = 1.43$ ), mean age of the boys 15.06 years ( $SD = 1.43$ ), and of the girls 14.93 ( $SD = 1.43$ ). Distribution by course was as follows: 712 (35.6%) studied second grade of Compulsory Secondary Education (CSE); 324 (16.2%), were

in third grade of CSE; 469 (23.4%), were fourth graders of CSE; and 497 were in their first year of high school.

To assess the temporal stability of the SSI adapted to PE, a second sample of 187 students was used. This sample was randomly selected and comprised 93 boys ( $M = 15.02$ ,  $SD = 1.37$ ) and 94 girls ( $M = 14.95$ ,  $SD = 1.42$ ), who completed the instrument once again 7 weeks later. In order to prevent possible social desirability tendencies, the adolescents were instructed to use their birth date to identify their questionnaires (Martín-Albo, Núñez, Navarro, & González, 2006).

### Instruments

The Sport Satisfaction Instrument (SSI) (Balaguer et al., 1997; Duda & Nicholls, 1992) was used. This scale is made up of 8 items that measure intrinsic satisfaction with a sport activity, through two subscales that measure *Satisfaction/fun* (5 items) and *Boredom* (3 items) with sport practice. Participants are requested to rate their degree of agreement with the items that reflect enjoyment or boredom on a 5-point Likert-type scale, ranging from 1 (*strongly disagree*) to 5 (*strongly agree*). The internal consistency of the subscale *Satisfaction/fun* was  $\alpha = .92$ , and of *Boredom*,  $\alpha = .79$ . Participants' sociodemographic data was also collected.

The Task and Ego Orientation in Sport Questionnaire (TEOSQ)

(Balaguer, Castillo, & Tomás, 1996; Duda, 1989), in the Spanish version adapted to PE (TEOSQ-12PE; Ruiz-Juan et al., 2011) was used. This scale has 12 items that refer to *Task orientation* (6 items) and *Ego orientation* (6 items). The responses are rated on a 4-point Likert type scale ranging from 1 (*strongly disagree*) to 4 (*strongly agree*). Ruiz-Juan et al. reported the internal validity of the instrument in students of CSE and post-compulsory education, finding reliability indexes of  $\alpha = .80$  and higher. In the present work, the reliability of the subscale *Ego orientation* was  $\alpha = .87$ , and of *Task orientation*,  $\alpha = .87$ .

### Adaptation process

The Spanish version of the SSI (Balaguer et al., 1997) was adapted, as its original study target was sports and ours was Physical Education. Qualitative assessment of the items (*content validity*) was carried out by four experts (Osterlind, 1989): two when constructing scales and two who were familiar with the construct being assessed. They received a table of specifications of the items (Calabuig & Crespo, 2009; Spaan, 2006), which presented the semantic definitions of the construct to be assessed and of its component. Then, they were given the list of items that had been adapted from the original ones. They were asked to rate their relevance and comprehension on a scale ranging from 1 (*strongly disagree*) to 4 (*strongly agree*). There

was also a section in which they could make notes and general observations about each one of the items, and they could provide an alternative drafting of the item if they so wished. The items that obtained mean scores  $< 3$ , either in relevance or in comprehension, were revised (Nuviala, Tamayo, Iranzo, & Falcón, 2008). If an item was not classified by at least 3 of the 4 experts within the theoretical dimensions (*Satisfaction/fun* and *Boredom*), it was re-analyzed, seeking possible problems before proposing an alternative wording that reflected the theoretical dimension more clearly and accurately. The stem for each item was: *"Indicate your degree of disagreement or agreement with the following statements, referring to your Physical Education classes."*

The new version was administered to 60 Secondary Education students, aged between 12 and 19 years. Their comments on the instructions and the drafting of the items led to minor changes. After the analysis of the psychometric results obtained and a last review by the research team, the final Spanish version of the SSI adapted to PE (SSI-PE) was produced (Anexo).

## Procedure

Permission was obtained from the school directors to carry out investigation. The students were informed of the purpose of the study and of their rights as participants. The instruments to measure the di-

verse variables were administered in the classroom, in the absence of the teacher. Each participant had 10-20 minutes to complete the questionnaires. The questionnaire responses were anonymous.

## Statistical analyses

Given that the structures underlying the instrument analyzed were consistently determined in the literature, in order to assess the factor structure of the scale, confirmatory factor analysis (CFA) was conducted with LISREL 8.54. Item analyses, homogeneity and internal structure, correlations (Pearson coefficient), and internal consistency (Cronbach's alpha) of the scale, as well as tests to determine sex and age differences (MANOVA) were performed with SPSS 17.0.

## Results

### Item analysis and reliability of the scale

Table 1 presents the descriptive statistics of the SSI-PE. In the statistical analyses of the items, the item-factor distribution observed in the original instrument (Balaguer et al., 1997; Duda & Nicholls, 1992) was retained. Item characteristics were analyzed, verifying whether the alpha of the scale increased when an item was eliminated, as well as taking into account the criteria of Nunnally and Bernstein (1995) to retain

Table 1

*Descriptive Statistics, Internal Consistency, and Homogeneity*

Scale	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>c-ITC</i>	<i>CC</i>	$\alpha$ without Item	Skewness	Kurtosis
<i>Satisfaction/fun (<math>\alpha = .92</math>)</i>							
1. Normalmente me divierto en las clases de Educación Física [I usually have fun in the Physical Education classes]	4.22	1.13	.81	-.50	.90	-1.35	1.55
5. Normalmente encuentro la Educación Física interesante [I usually find Physical Education interesting]	4.11	1.01	.80	-.51	.90	-1.17	.98
6. Cuando hago Educación Física parece que el tiempo vuela [In the Physical Education classes, I usually find time flies]	4.13	1.06	.83	-.49	.89	-1.26	1.02
7. Normalmente participo activamente en las clases de Educación Física [I usually get involved in the Physical Education classes]	4.12	1.08	.84	-.46	.90	-1.08	.81
8. Normalmente me lo paso bien haciendo Educación Física [I usually enjoy Physical Education]	4.20	1.02	.72	-.48	.91	-1.41	1.74
<i>Boredom (<math>\alpha = .79</math>)</i>							
2. En las clases de Educación Física a menudo sueño despierto en vez de pensar en lo que hago realmente [I often daydream instead of thinking about what I'm really doing in Physical Education classes]	2.16	1.29	.56	-.33	.80	.06	-.49
3. En las clases de Educación Física, normalmente me aburro [In Physical Education classes, I am usually bored]	1.81	1.09	.69	-.56	.66	1.37	1.12
4. En Educación Física deseo que la clase termine rápidamente [In Physical Education, I usually wish the class would end quickly]	2.05	1.23	.66	-.54	.69	.96	-.15



an item within a factor: corrected item-total correlation coefficient ( $c-ITC$ )  $\geq .30$ ,  $SD > 1$ , and that all the response options had been used at some time. In accordance with the recommendations of Bollen and Long (1994), the skewness and kurtosis indexes are near 0 and  $< 2$  in both factors.

The items of the first factor (*Satisfaction/fun*) presented mean values between 4.11 for Item 5 and 4.22 for Item 1. The standard deviations were higher than 1, ranging between 1.01 for Item 5 and 1.13 for Item 1. Internal consistency of this dimension was adequate ( $\alpha = .92$ ). All the  $c-ITC$  values were higher than .71.

The second factor (*Boredom*) had items with mean values between 1.81 for Item 3 and 2.16 for Item 2. The standard deviations were higher than 1, ranging between 1.09 for Item 3 and 1.29 for Item 2. Internal consistency of this dimension was adequate ( $\alpha = .79$ ). All the  $c-ITC$  values were higher than .55. In spite of these data and the adequate internal consistency obtained, the results show that, by eliminating Item 2 from this dimension, an alpha of .80 would be achieved; although this is only an improvement of .01 over the reliability of all three items (.79), it is taken into account in the analysis of the model.

Authors like Carretero-Dios and Pérez (2005, 2007) and Clark and Watson (2003) recommend performing a correlational study to ensure the homogeneity of each dimension.

In the present work, the correlation between the score of each item and the total score in each one of the components shows that there was a positive correlation with the corresponding theoretical dimension, and a negative correlation with the total score of the other dimension. Item 2 is noteworthy, as it obtained a negative value that was nearer to 0 ( $r = .33$ ); nevertheless, there was no overlapping with the theoretical dimension of *Satisfaction/fun*.

### Confirmatory factor analysis

In order to confirm the originally proposed theoretical dimensionality (Balaguer et al., 1997; Duda & Nicholls, 1992), structural equations models were applied. The factor structure of the instrument was assessed with CFA. This analysis was performed with the weighted least squares (WLS) estimation method for ordinal variables with the LISREL 8.54 program (Jöreskog & Sörbon, 2003). The matrix of polycoric correlations and the asymptotic covariance matrix were used as input for data analysis. A measurement model was hypothesized, which consisted of a two-factor model that assumed the existence of two latent variables.

Taking into account that it is not advisable to use a single measure of the global fit of a model, various fit indexes were calculated, as recommended by authors such as Bentler (2007), Markland (2007) or Miles and Shevlin (2007), among others.

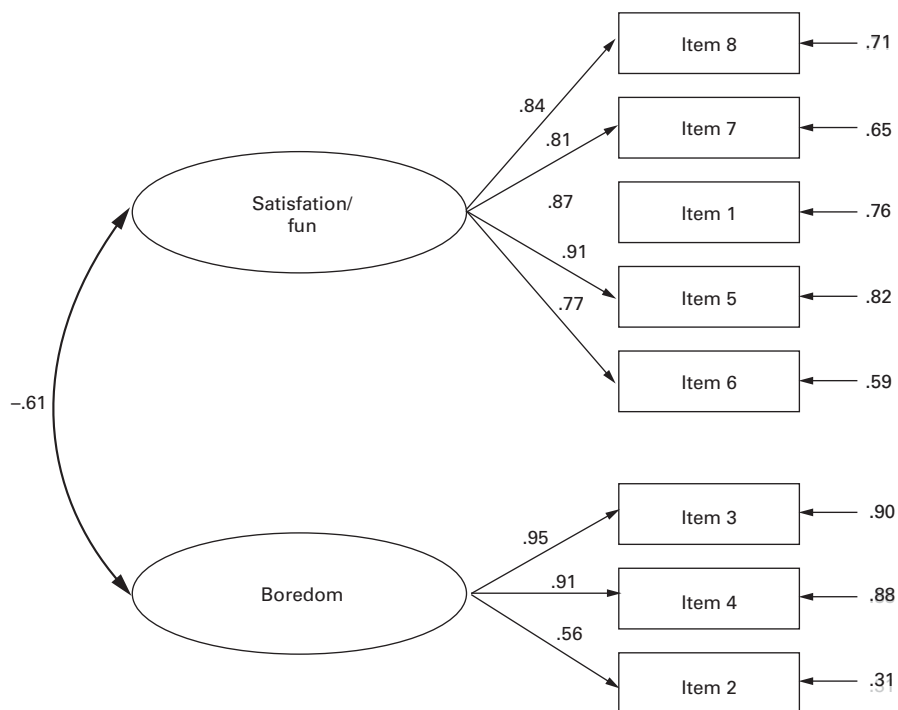


Figure 1. Path diagram of the CFA, with standardized weights and measurement errors of each item of the Spanish version of the SSI adapted to PE.

The fit of the model was assessed by a combination of absolute and relative fit indexes. Among the absolute indexes, the value  $p$ , associated with the Chi square statistic ( $\chi^2$ ) was used, which contrasts the null model with the hypothesized model (Barrett, 2007). The ratio between  $\chi^2$  and degrees of freedom ( $\chi^2/df$ ) is a heuristic used to reduce the sensitivity of  $\chi^2$  to sample size. In a model that was considered perfect, its value would be 1.0

and ratios under 2.0 would be considered indicators of a very good fit of the model (Tabachnick & Fidell, 2007), whereas values lower than 5.0 would be considered acceptable (Hu & Bentler, 1999). Likewise, the goodness-of-fit index ( $GFI$ ) was calculated. This indicates the relative amount of variance and covariance reproduced by the specific model, compared to the saturated model, and whose value should be equal to or higher than .90 for the

fit of the model to be considered minimally acceptable, although authors like Hooper, Coughlan, and Mullen (2008) consider values  $\geq .95$  to be a better fit. Among the relative rates, the normed fit index (*NFI*), the nonnormed fit index (*NNFI*), and the comparative fit index (*CFI*) were used. Among the incremental indexes, values  $\geq .95$  are considered to indicate a good fit (Hu & Bentler). Authors such as Kline (2005) recommend the use of the root mean square error of approximation (*RMSEA*) and, according to Hu and Bentler, a value of  $\leq .06$  indicates a good fit, although Steiger (2007) notes that  $< .07$  is the borderline consensus. The estimated parameters are considered significant when the value associated with the *t*-value is higher than 1.96 ( $p < .05$ ).

In accordance with the recommendations of authors such as MacIntosh (2007), Markland (2007), or Levy and Hancock (2007) for the formulation and analysis of various models and for reporting the most relevant results, below are presented the results of the CFA corresponding to two models: one with 8 items and the other with 7 items. The 7-item model was constructed without Item 2, taking into account the above-mentioned comments about the internal consistency and homogeneity of the items (table 1) and considering that this item was eliminated from the factor *Boredom* in works like that of Castillo et al. (2001).

The goodness-of-fit indexes obtained in the 8-item model show a satisfactory fit:  $\chi^2 = 38.53$ ,  $df = 13$ ,  $p = .012$ ,  $\chi^2/df = 2.96$ ,  $GFI = .98$ ,  $NFI = .98$ ,  $NNFI = .99$ ,  $CFI = .99$ ,  $RMSEA = .31$ . With regard to the 7-item model, although the indexes showed a good fit, the results of the absolute indexes recommended rejecting the model, because the  $\chi^2$  test was significant:  $\chi^2 = 67.34$ ,  $df = 13$ ,  $p = .003$ ,  $\chi^2/df = 5.18$ ,  $GFI = .98$ ,  $NFI = .97$ ,  $NNFI = .98$ ,  $CFI = .99$ ,  $RMSEA = .55$ .

Temporal stability was assessed with the above-mentioned sample of 187 students who completed the SSI-PE twice, with a seven-week interval. The pretest results for *Satisfaction/fun* were  $\alpha = .91$ , and for *Boredom*,  $\alpha = .80$ . The post-test data for *Satisfaction/fun* were  $\alpha = .92$ , and for *Boredom*,  $\alpha = .78$ . The test-retest correlation values for the *Satisfaction/fun* dimension were  $r = .79$ , and for *Boredom*,  $r = .77$ .

### Concurrent validity

To assess empirical validity, the correlations (Pearson's coefficient) between the two dimensions of the SSI-PE were calculated, as well as the correlations with subscales of the TEOSQ-12PE (table 2). The correlations between *Satisfaction/fun* and *Boredom* were significant and negative both in boys ( $r = -.53$ ,  $p < .000$ ) and in girls ( $r = -.57$ ,  $p < .000$ ). Moreover, *Satisfaction/fun* had a high and positive correlation with *Task orientation* ( $r = .49$ ,

Table 2

*Correlations Between the Subscales of the SSI-PE and the TEOSQ-12PE*

Subscales	I	II	III	IV
I. Satisfaction/fun		-.53**	.15**	.49**
II. Boredom	-.57**		-.06	-.29**
III. Ego orientation	.06	-.01		.28**
IV. Task orientation	.45**	-.31**	.37**	

\* The correlation is significant at the .05 level.

\*\* The correlation is significant at the .01 level.

The boy's data is on the upper diagonal and the girl's data is on the lower one.

$p < .000$ , boys;  $r = .45$ ,  $p < .000$ , girls). *Boredom* did not correlate with *Ego orientation*, but a significant negative correlation was found with *Task orientation* ( $r = -.29$ ,  $p < .000$ , boys;  $r = -.31$ ,  $p < .000$ , girls).

### Differences by sex and group

To analyze the differences in the two subscales, multivariate analysis of variance was carried out (2x3 MANOVA) as a function of students' sex and age, which were considered independent variables, with *Satisfaction/fun* and *Boredom* as dependent Variables. The results revealed the existence of significant differences both in the variable sex (Wilks' Lambda = .94,  $F_{(2,1942)} = 62.19$ ,  $p < .000$ ), and in age (Wilks' Lambda = .98,  $F_{(4,3880)} = 9.34$ ,  $p < .000$ ).

With regard to sex, the tests of between-subject effects revealed significant differences both in *Satisfaction/fun* ( $F_{(1)} = 123.02$ ,

$p < .000$ ,  $R^2 = .59$ ) and in *Boredom* ( $F_{(1)} = 25.90$ ,  $p < .000$ ,  $R^2 = .43$ ). Table 3 shows that the boys ( $M = 4.38$ ) presented higher values than the girls ( $M = 3.95$ ) in *Satisfaction/fun*, and the girls ( $M = 2.12$ ) scored higher than the boys ( $M = 1.89$ ) in *Boredom*.

As a function of age, there were significant between-subject differences in *Satisfaction/fun* ( $F_{(2)} = 217.47$ ,  $p < .000$ ,  $R^2 = .53$ ) and *Boredom* ( $F_{(2)} = 3.28$ ,  $p = .038$ ,  $R^2 = .37$ ) (table 3). As Levene's test was nonsignificant, equal variances were assumed and Bonferroni's test was conducted in the a posteriori analyses. In *Satisfaction/fun*, differences were found between the students of 12-14 years—with a higher mean—and the students of 15-16 years ( $p < .000$ ) and of 17-19 years ( $p < .000$ ). Differences in *Boredom* were found between students of 12-14 years and those of 15-16 years, who, in this case, obtained higher scores ( $p = .032$ ).

Table 3

*Multivariate Analysis by Sex and Age*

	Sex				<i>F</i>	<i>p</i>	Age						<i>F</i>	<i>p</i>
	Boys (n=970)		Girls (n=1032)				12-14 (n=782)		15-16 (n=937)		17-19 (n=283)			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>			<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>		
	SSI-PE													
I. <i>Satisfaction/fun</i>	4.38	.03	3.95	.03	123.02	.000	4.30	.81	4.06	.91	4.07	.86	217.17	.000
II. <i>Boredom</i>	1.89	.03	2.12	.03	25.90	.000	1.93	1.01	2.07	1.01	1.99	.98	3.28	.038

Note: *p* is significant at < .05.

## Discussion

Intrinsic satisfaction toward sport and school is extremely important due to its relation with compliance with school and to physical-sport practice, both within PE classes as well as outside of the area of PE. As mentioned, the investigations of the use of these scales at school are scarce (Balaguer et al., 1997; Castillo et al., 2001; Duda & Nicholls, 1992; Nicholls et al., 1985, 1989), although the existing ones have adequately proven and confirmed its validity and reliability. Some applications in sports have been published, although they were not adapted to PE, in spite of the importance that their application may have for this discipline.

Therefore, the main goal of this investigation was to validate the adaptation of the SSI to the area of PE in a sample of Spanish students,

producing as a result the SSI-PE scale. For this purpose, the necessary psychometric analyses and the corresponding confirmatory factor analysis were carried out, based on structural equation models. This analysis supports the factor validity and reliability of the adapted instrument in two dimensions (*Satisfaction/fun* and *Boredom*), similar to the original hypothesized model and coinciding with the aforementioned works.

The results confirm the significant and negative correlation obtained between the two factors, revealing their independence, as in the rest of the investigations commented on. Likewise, the internal consistency of both dimensions is acceptable, with values within the valid margin and higher than those found in similar investigations. Moreover, the items have a high correlation with their corresponding factor and

a low one with those of the other factor. Nonetheless, by eliminating Item 2 from *Boredom*, Cronbach's alpha increased slightly (from .79 to .80). Taking into account that Castillo et al. (2001) eliminated this item in order to reach an acceptable reliability of the factor, in this work, a 7-item structural equation model was analyzed. Although the final 8-item model was more adequate, these results should be taken into account in future research in which the 7-item model may achieve a good fit.

The analyses with MANOVA to determine sex differences show that the boys obtained higher scores than the girls in *Satisfaction/fun*, and the girls scored higher than the boys in *Boredom*, in contrast to the findings of Castillo et al. (2001). Ennis (1996) states that girls usually have more negative experiences with PE and they are not as interested in participating in PE classes or in sports during their free time as boys are. These negative experiences in adolescent girls can contribute to creating feelings of impotence and therefore, they make less effort in PE classes (Vilhjalmsson & Kristjansdottir, 2003).

With regard to the TEOSQ, goal orientations are also very important in view of their positive relation with students' participation in PE classes (Papaioannou & McDonald, 1993; Peiró & Sanchís, 2004; Ruiz-Juan et al., 2011). *Satisfaction/fun* had a high and positive correlation with *Task orientation* for both

sexes, coinciding with the contributions of Fernández-Río et al. (2012) and Ntoungamis (2005); the latter author states that students who practice physical activity optionally in their free time tend to engage in task climate, because they consider PE classes to be fun. According to Ruiz-Juan et al., (2011), task-oriented students in PE tend to make an effort to learn new skills, improving their personal development and reinforcing their commitment to practice, thus, increasing their satisfaction with the subject of PE. Moreover, this orientation is related to compliance with physical-sport practice in their free time (Ntoungamis, 2005), due, among other aspects, to students' intrinsic motivation.

*Boredom* was significantly and negatively related to *Task orientation* in both sexes, revealing the reliability of the results, as the opposite values to those obtained in *Satisfaction/fun* were observed. In contrast, *Boredom* was not correlated with *Ego orientation*, either positively or negatively, as usual occurs and in contrast to the data of *Task orientation*. In other investigations (Ames & Archer, 1988; Duda et al., 1992; Duda & Nicholls, 1992; Nicholls, 1989), the relation between *Ego orientation* and *Boredom* has been shown; that is, ego-oriented students tend to be bored in PE class, among other reasons, because they avoid challenging activities and their involvement in the classes (Ruiz-Juan et al., 2011).

This means that sometimes these students do not trust their capacity of personal competence, which leads to boredom and dropping out of PE activities (Peiró & Sanchís, 2004).

As observed, the results support the use of the SSI-PE, because the data obtained are coherent with the rest of similar investigations carried out within the academic context, and especially in PE.

We conclude stating that the psychometric analyses performed on the SSI-PE scale show that the scores obtained are valid and reliable. The existence of the two factors hypothesized in the original model and in its adaptation to the SSI-PE are also confirmed. Thus, we underline the utility of this instrument for teachers, both with regard to the PE area and to compliance with classes, physical-sport practice, and the acquisition of healthy habits, so important in our times.

Lastly, a limitation of this investigation is that, although the original design contemplated a sample from the entire community of Andalucía, due to economic and time

limitations, it was decided to focus the study on schools from only five provinces of this community, using a random sample. A possible option for future studies could be to focus on the analysis of differential item functioning (DIF), contrasting the equivalence of diverse subsamples of students, both from primary and secondary school, from public and private schools, from diverse provinces and communities, and even among different ethnic groups. In spite of the limitation of the sample, one of the most noteworthy strengths of this work is the sample size. It is a sufficiently large sample, which guarantees the necessary quality and representativeness of the work.

This investigation has allowed us to comment on already existing works. Likewise, another notable strength is the result obtained. We underline that we worked with a scale that is internationally acknowledged and proven, and its validation for PE in Spanish is a contribution to the development of new paths for research and to the support for the existing paths.

## References

- Ames, C., & Archer, J. (1988). Achievement goals in the classroom: Students' learning strategies and motivation processes. *Journal of Educational Psychology*, 80, 260-267.
- Arday, D., Fernández-Rodríguez, J. M., Chillón, P., Artero, E., España-Romero, V., Jiménez-Pavón, D., et al. (2010). Educando para mejorar el estado de forma física, estudio EDUFI:

- antecedentes, diseño, metodología y análisis del abandono/adhesión al estudio. *Revista Española de Salud Pública*, 84, 151-168.
- Baena-Extremera, A., & Ruiz, P. (2009). Tratamiento educativo de la coeducación y la igualdad de sexo en el contexto escolar y en especial en Educación Física. *Aula Abierta*, 37(2), 111-122.
- Balaguer, I., Atienza, F. L., Castillo, I., Moreno, Y., & Duda, J. L. (1997). Factorial structure of measures of satisfaction/interest in sport and classroom in the case of Spanish adolescents. *Abstracts of the 4<sup>th</sup> European Conference of Psychological Assessment* (p. 76). Lisbon: Portugal.
- Balaguer, I., Castillo, I., & Tomás, I. (1996). Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Orientación al Ego y a la Tarea en el Deporte (TEOSQ) en su traducción al castellano. *Psicológica*, 17, 71-81.
- Barrett, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences*, 42, 815-824.
- Bentler, P. M. (2007). On tests and indices for evaluating structural models. *Personality and Individual Differences*, 42, 825-829.
- Bollen, K. A., & Long, J. (1994). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- 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: Nuevas tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 16, 21-25.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2007). Standards for the development and the review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Castillo, I., Balaguer, I., & Duda, J. L. (2001). Perspectivas de meta de los adolescentes en el contexto académico. *Psicothema*, 13(1), 79-86.
- Clark, L. A., & Watson, D. (2003). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. In A. E. Kazdin (Ed.), *Methodological issues and strategies in clinical research* (3<sup>rd</sup> ed.) (pp. 207-231). Washington: American Psychological Association.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York: Plenum.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The «what» and «why» of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11, 227-268.
- Duda, J. L. (1989). Relationship between task and ego orientation and the perceived purpose of sport. *Journal of Educational Psychology*, 11, 318-335.
- Duda, J. L., Fox, K. R., Biddle, S. J. H., & Armstrong, N. (1992). Children's achievement goals and beliefs about success in sport. *British Journal of Educational Psychology*, 62, 313-323.
- Duda, J. L., Martínez, C., & Balaguer, I. (1999). The perceived motivational climate and psychological well-being among Spanish artistic gymnasts. In V. Hosek, P. Tilinger & L. Bilek (Eds.), *Psychology of sport and exercise: Enhancing the quality of life* (pp. 170-172). Part I. 10<sup>th</sup> Eu-



- ropean Congress of Sport Psychology Prague: Charles University in Prague. Faculty of Physical Education and Sport.
- Duda, J. L., & Nicholls, J. G. (1992). Dimensions of achievement motivation in schoolwork and sport. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 290-299.
- Duda, J. L., & Whitehead, J. (1998). Measurement of goal perspectives in the physical domain. In J. L. Duda (Ed.), *Advances in sport and exercise psychology measurement* (pp. 21-48). Morgantown, WV: Fitness Information Technology.
- Dwyer, T., Sallis, J. F., Blizzard, L., Lazarus, R., & Dean, K. (2001). Relation of academic performance to physical activity and fitness in children. *Pediatric Exercise Science*, 13, 225-238.
- Ennis, C. D. (1996). Students' experiences in sport-based physical education: More than apologies are necessary. *Quest*, 48, 453-456.
- Fernández-Río, F., Méndez-Giménez, A., Cecchini, J. A., & González, C. (2012). Achievement goals and social goals' influence on physical education students' fair play. *Revista de Psicodidáctica*, 17(1), 73-91.
- Granero-Gallegos, A., Gómez-López, M., Baena-Extremera, A., Abal-des, A., & Rodríguez-Suárez, N. (in press). La motivación autodeterminada en el balonmano amateur. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.
- Inglés, C. J., Martínez-González, A. E., García-Fernández, J. M., Torregrosa, M. S., & Ruiz-Esteban, C. (2012). Prosocial behavior and self-concept of Spanish students of Compulsory Secondary Education. *Revista de Psicodidáctica*, 17(1), 135-156.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (2003). LISREL 8.54. *Structural equation modeling with the Simplis command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (2nd Edition ed.). New York: The Guilford Press.
- Levy, R., & Hancock, G. R. (2007). A framework of statistical tests for comparing mean and covariance structure models. *Multivariate Behavioral Research*, 42, 33-66.
- MacIntosh, C. N. (2007). Rethinking fit assessment in structural equation modelling: A commentary and elaboration on Barrett (2007). *Personality and Individual Differences*, 42, 859-867.
- Markland, D. (2007). The golden rule is that there are no golden rules: A commentary on Paul Barrett's recommendations for reporting model fit in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences* 42, 851-858.
- Martín-Albo, J., Núñez, J. L., Navarro, J. L., & González, V. M. (2006). Validación de la versión española de la escala multidimensional de orientaciones a la deportividad. *Revista de Psicología del Deporte*, 15, 9-22.
- Miles, J., & Shevlin, M. (2007). A time and a place for incremental fit indices. *Personality and Individual Differences* 42, 869-874.

- Moreno-Murcia, J. A., González-Cutre, D., & Chillón, M. (2009). Preliminary validation in Spanish of a scale designed to measure motivation in physical education classes: The Perceived Locus of Causality (PLOC) Scale. *The Spanish Journal of Psychology*, 12(1), 327-337.
- Moreno-Murcia, J. A., & Vera, J. A. (2011). Modelo causal de la satisfacción con la vida en adolescentes de educación física. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 367-380.
- Nicholls, J. G. (1984). Achievement motivation: Conceptions of ability, subjective experience, task choice, and performance. *Psychological Review*, 91, 328-346.
- Nicholls, J. G. (1989). *The competitive ethos and democratic education*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Nicholls, J. G., Cheung, P. C., Lauer, J., & Patashnick, M. (1989). Individual differences in academic motivation: Perceived ability, goals, beliefs, and values. *Learning and Individual Differences*, 1, 63-84.
- Nicholls, J. G., Patashnick, M., & Nolen, S. B. (1985). Adolescents' theories of education. *Journal of Educational Psychology*, 77, 683-692.
- Ntoumanis, N. (2005). A prospective study of participation in optional school physical education using a self-determination theory framework. *Journal of Educational Psychology*, 97(3), 444-453.
- 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: Nuevas tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 14, 10-16.
- Osterlind, S. J. (1989). *Constructing test items*. London: Kluwer Academic Publishers.
- Papaioannou, A., & McDonald, A. I. (1993). Goal perspectives and purposes of physical education as perceived by Greek adolescents. *Physical Education Review*, 16, 41-48.
- Peiró, C., & Sanchís, J. R. (2004). Las propiedades psicométricas de la versión inicial del cuestionario de orientación a la tarea y al ego (TEOSQ) adaptado a la educación física en su traducción al castellano. *Revista de Psicología del Deporte*, 13, 25-39.
- Ruiz-Juan, F., Piéron, M., & Zamarripa, J. (2011). Versión española del «Task and Ego Orientation in Sport Questionnaire (TEOSQ) adaptado a Educación Física. *Estudios de Psicología*, 32(2), 179-193.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development and well-being. *American Psychologist*, 55, 68-78.
- Spaan, M. (2006). Test and item specifications development. *Language Assessment Quarterly*, 3, 71-79.
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences*, 42, 893-898.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5<sup>th</sup> ed.). New York: Allyn and Bacon.
- Vilhjalmsson, R., & Kristjansdottir, G. (2003). Gender differences in physical activity in older children and adolescents: The central role of organized sport. *Social Science & Medicine*, 56, 363-374.

Antonio Baena Extremera, Ph.D. Assistant Professor and Professor at the Faculty of Sport Sciences of the University of Murcia. Civil servant of the body of Teachers of Secondary and Primary Education. His main lines of research focus on teaching Physical Education, as well as Physical Activities in Natural Settings and Adventure Sports. His most relevant works were published in prestigious national and international journals such as the *International Journal of Morphology*, *Journal of Science and Technology of the Americas*, *Journal of Sports Science and Medicine*, *Psychologica Belgica*, *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, among others.

Antonio Granero-Gallegos, Ph.D. and Graduate in Physical Education. Associate Professor at the Faculty of Sport Sciences of the University of Murcia. Sub-director of the Teachers' Center Almería 03, Consejería de Educación, Junta de Andalucía. His main lines of research focus on aspects related to teaching Physical Education, as well as Physical Activities in Natural Settings. His findings were published in prestigious national and international journals: *Adicciones*, *Collegium Antropolologicum*, *Journal of Sports Science and Medicine*, *Journal of Science and Technology of the Americas*, *Psychologica Belgica*, *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, *Revista Latinoamericana de Psicología*, among others.

Clara Bracho-Amador. Graduate in Sciences of Physical Activity and Sports and Licensed in Physiotherapy. Masters Degree in Physical Activity and Health Ph.D. candidate in Physical Education. Her lines of research are aimed at teaching Physical Education and Physical Activity and Health.

Francisco Javier Pérez-Quero, Ph.D. candidate and Graduate in Sciences of Physical Activity and Sports. Masters Degree in Physical Activity and Health Licensed in Physiotherapy. Professor of Physical Education in Secondary School, Council of Education, Junta of Andalucía. His main lines of research are related to Physical Education, Motivation in Physical Activity and Sport and activities in natural settings.

Received date: 10-11-2011

Review date: 26-01-2012

Accepted date: 01-03-2012

## Anexo

### Spanish versions of the satisfaction scale

Items	Balaguer, Atienza, Castillo, Moreno, & Duda (1997)-SSI	Castillo, Balaguer, & Duda (2001)-ISC	In the current study-SSI-PE
1	Normalmente me divierto practicando deporte [I usually have fun doing sports]	Normalmente disfruto aprendiendo en el colegio [I usually enjoy learning at school]	Normalmente me divierto en las clases de Educación Física [I usually have fun in Physical Education classes]
2	En el deporte a menudo sueño despierto en vez de pensar en lo que estoy haciendo [In sports, I often daydream instead of thinking about what I'm doing]	En el colegio normalmente me aburro [At school, I am usually bored]	En las clases de Educación Física a menudo sueño despierto en vez de pensar en lo que hago realmente [In Physical Education classes, I often daydream instead of thinking about what I'm really doing]
3	Cuando practico deporte normalmente me aburro [When playing sports, I am usually bored]	Normalmente deseo que se acabe rápidamente el día de colegio [I usually wish school would end quickly]	En las clases de Educación Física, normalmente me aburro [In Physical Education classes, I am usually bored]
4	Cuando practico deporte deseo que el partido termine rápidamente [When playing sports, I usually wish the game would end quickly]	Normalmente encuentro el colegio interesante [I usually find school interesting]	En Educación Física deseo que la clase termine rápidamente [In Physical Education, I usually wish the class would end quickly]
5	Normalmente encuentro el deporte interesante [I usually find playing sports interesting]	En el colegio normalmente encuentro que el tiempo vuela [At school, I usually find time flies]	Normalmente encuentro la Educación Física interesante [I usually find Physical Education interesting]
6	Cuando hago deporte parece que el tiempo vuela [I usually find time flies when I am doing sports]	Normalmente participo activamente en el aprendizaje [I usually get involved in learning]	Cuando hago Educación Física parece que el tiempo vuela [When I do Physical Education, time seems to fly]
7	Normalmente participo activamente cuando hago deporte [I usually get involved when I am doing sports]	Normalmente me divierto haciendo los deberes [I usually have fun doing schoolwork]	Normalmente participo activamente en las clases de Educación Física [I usually get involved in Physical Education classes]
8	Normalmente me lo paso bien haciendo deporte [I usually enjoy playing sports]		Normalmente me lo paso bien haciendo Educación Física [I usually enjoy doing Physical Education]



## **Versión española del Sport Satisfaction Instrument (SSI) adaptado a la Educación Física**

Antonio Baena-Extremera\*, Antonio Granero-Gallegos\*,  
Clara Bracho-Amador\*\*, y Francisco Javier Pérez-Quero\*\*

\* Universidad de Murcia, \*\* Universidad de Granada

### **Resumen**

El objetivo de esta investigación ha sido analizar las propiedades psicométricas del Sport Satisfaction Instrument adaptado a Educación Física en una muestra española. Con ello se pretendió determinar si constituye un instrumento válido y fiable para su utilización en futuras investigaciones. Se administró a un total de 2002 estudiantes de secundaria de 12 a 19 años, analizándose la estructura del instrumento mediante procedimientos confirmatorios. Este análisis apoya el modelo teórico hipotetizado de dos factores (satisfacción/diversión y aburrimiento). La versión española del instrumento para Educación Física mostró niveles aceptables de consistencia interna y estabilidad temporal. La validez concurrente se exploró mediante correlación con otras dimensiones y diferencias por sexo y edad. Las correlaciones fueron positivas entre la satisfacción/diversión y la orientación a la tarea, mientras que el aburrimiento no correlacionó con la orientación al ego. El aburrimiento correlacionó significativa y negativamente con la orientación a la tarea en ambos sexos.

**Palabras clave:** Educación Física, satisfacción, diversión, aburrimiento, propiedades psicométricas, SSI-EF.

### **Abstract**

The objective of this research has been to analyze the psychometric properties of Sport Satisfaction Instrument in a Spanish sample and adapted to physical education. The aim is to determine whether it constitutes a valid and reliable instrument for its use in future research. It was administered to a total of 2002 high school students from 12 to 19 years old, analyzing the structure of the instrument through confirmatory procedures and supporting the hypothesized theoretical model of two factors (*satisfaction/ fun* and *boredom*). The Spanish version of the instrument for Physical Education showed acceptable levels of internal consistency and temporal stability. Concurrent validity was explored by correlation with other dimensions and differences by sex and age. Correlations were positive between satisfaction / enjoyment and task orientation, while boredom did not correlate with ego orientation, but, on the other hand it was found significant and negative relationship with task orientation for both sexes.

**Keywords:** Physical Education, satisfaction, fun, boredom, psychometric properties, SSI-EF.

Correspondencia: Antonio Baena Extremera, Departamento de Actividad Física y Deporte, Facultad de Ciencias del Deporte, Universidad de Murcia, C/ Argentina s/n., Santiago de la Ribera (Murcia) 30720. E-mail: abaenaextrem@um.es

## Introducción

En las últimas décadas se han venido realizando cada vez más investigaciones sobre los intereses y motivaciones del alumnado en los diferentes niveles educativos, debido a la importancia que su conocimiento conlleva. Según Inglés, Martínez-González, García-Fernández, Torregrosa y Ruiz-Esteban (2012), la motivación es uno de los factores de mayor importancia y que recibe mayor atención por su incidencia en el éxito académico de los estudiantes. Pero igualmente la satisfacción, la diversión y el aburrimiento que el alumno presenta con respecto al ámbito académico puede ser determinante para el futuro del mismo, pudiendo considerarse, incluso, un posible predictor del abandono, tanto escolar como de la práctica física.

Entre las diferentes teorías motivacionales que existen y que pueden ser útiles para esta investigación, la teoría de las metas de logro (Nicholls, 1989) y la teoría de la autodeterminación (Deci y Ryan, 1985, 2000; Ryan y Deci, 2000) son dos de las más utilizadas en la actualidad.

Como se recoge en trabajos recientes (Granero-Gallegos, Gómez-López, Baena-Extremera, Abalades, y Rodríguez-Suárez, en prensa; Moreno, González-Cutre, y Chillón, 2009), la teoría de la autodeterminación se entiende como un continuo en el que se establecen diferentes niveles de autodeterminación;

según esta teoría el mayor grado de autodeterminación lo alcanza aquella persona que se encuentra intrínsecamente motivada, lo que conlleva un compromiso con la práctica física por la satisfacción, el placer y el disfrute que obtiene con ella, convirtiéndose ésta en un fin en sí misma (Deci y Ryan, 1985, 2000). Recientemente Moreno-Murcia y Vera (2011) han llevado a cabo una investigación en la que han comprobado la relación predictiva existente entre la motivación intrínseca y la diversión en Educación Física (EF), como explicación causal de un modelo de satisfacción con la vida.

Desde la teoría cognitivo social de las perspectivas de meta, Nicholls (1984, 1989) expuso las dos perspectivas que predominan en el contexto académico, una con *orientación al ego* y la otra con *orientación a la tarea*. Según esta teoría cuando un alumno presenta una orientación hacia la tarea está juzgando su nivel de capacidad consigo mismo, mientras que cuando lo hace al ego, el alumno juzga sus competencias comparándose con el resto de compañeros (Nicholls, 1989).

Como afirman Castillo, Balaquer y Duda (2001), se han llevado a cabo diversas investigaciones relacionadas con el ámbito escolar demostrando que existen relaciones importantes entre las orientaciones de meta de los estudiantes y sus creencias acerca de cómo conseguir el éxito en la escuela (Nicholls, Cheung, Lauer, y Patashnick, 1989). Así, se entiende que

cuando un alumno presenta una orientación a la tarea tiende a relacionarse con la creencia de que el éxito en la escuela se debe al esfuerzo y al trabajo, colaborando y cooperando con sus compañeros e, incluso, como afirman Castillo et al. (2001) con respecto a las asignaturas, de entender los contenidos tratados en la materia más que memorizarlo. En cambio, cuando el alumno se orienta al ego es más probable que crea que el éxito en la escuela se basa en poseer una mayor capacidad que el resto de sus compañeros, intentando siempre superarlos y ser mejor que ellos.

En el contexto de la EF y siguiendo a Ruíz-Juan, Pierón y Zamarripa (2011, p. 180), cuando el alumno se orienta hacia la tarea se encuentra muy motivado y sin necesidad de recompensas externas o amenazas, porque la mejor recompensa es el logro en sí mismo. En cambio, cuando el alumno se encuentra orientado hacia el ego tiene la necesidad de hacer las cosas mejor que el resto de los compañeros y lo debe demostrar en clase ganando, puntuando más que los demás en cualquier actividad o realizando una ejecución que se considere buena según unos patrones normativos. Sobre esto, Fernández-Río, Méndez-Giménez, Cecchini y González (2012) encontraron en una muestra de 304 alumnos de secundaria que quienes se orientaban al ego en EF tendían a mostrar comportamientos que incluían acciones negativas durante el juego, como el juego duro,

puesto que su único objetivo era ganar a toda costa.

Estas orientaciones conllevan además, y tal como se recogen en algunos trabajos sobre el contexto deportivo (Duda, Martínez, y Balaguer, 1999; Duda y Whitehead, 1998), y sobre el contexto académico (Ames y Archer, 1988; Duda, Fox, Biddle, y Armstrong, 1992; Duda y Nicholls, 1992; Fernández-Río et al., 2012; Nicholls, 1989), que cuando los sujetos están orientados a la tarea tienden a divertirse y a disfrutar con la práctica de la actividad de clase, frente a lo que sucede cuando se encuentran orientados al ego: los estudiantes se aburren con la práctica de la actividad o bien no se divierten. A esto se pueden sumar las conclusiones de Ntoungamis (2005), quien afirma que cuando un alumno se divierte tiende a estar intrínsecamente motivado, lo que supone una mayor participación en clases de EF e, incluso, una mayor práctica de actividad física en su tiempo libre. Por tanto, es fundamental conocer al alumno en estos aspectos, pues de su satisfacción a esta asignatura y a la actividad física podrán inculcarse hábitos de ejercicio físico —tan importantes para la salud (Arday et al., 2010)—, se podrá mejorar el rendimiento escolar como ya demuestran algunos estudios (Dwyert, Sallis, Blizzard, Lazarus, y Dean, 2001) e, incluso, la relación entre los compañeros (Baena-Extremera y Ruiz, 2009). De ahí, que sea de tanta importancia conocer la satisfacción intrínseca



hacia esta asignatura, ya que podrá ser un gran indicador tanto escolar como deportivo.

Partiendo pues de este marco conceptual, Nicholls et al. (1989) y Nicholls, Patashnick y Nolen (1985) elaboraron la Intrinsic Satisfaction Classroom Scale (ISC), referida al ámbito escolar, en un trabajo con 587 escolares de diversos centros educativos. Este instrumento mide el grado de satisfacción y de interés intrínseco de los alumnos hacia la escuela, a través de 8 ítems divididos en dos escalas, que miden la *satisfacción/diversión* (5 ítems) y el *aburrimiento* (3 ítems) en la práctica de actividades académicas.

Posteriormente, Duda y Nicholls (1992) realizaron una investigación con 207 estudiantes, con una media de edad de 15.1 años, en la que utilizaron ésta escala y su adaptación al deporte, modificando los ítems paralelamente y surgiendo la Sport Satisfaction Instrument (SSI). El análisis factorial reveló la existencia de dos factores para ambas escalas, que incluyen tres ítems para el factor de *aburrimiento* ( $\alpha = .71$ ), y cinco ítems para el factor de *satisfacción/diversión* ( $\alpha = .82$ ).

La utilización de estas escalas permitiría obtener información de gran relevancia, tanto para el ámbito escolar como el deportivo pero, a pesar de ello, apenas existen trabajos realizados con las mismas y menos aún en lo referido a la satisfacción en la escuela. En España, Balaguer, Atienza, Castillo, Moreno y Duda (1997) llevaron a cabo un

trabajo en el que realizaron un análisis factorial confirmatorio de dicha escala con estudiantes adolescentes españoles, convirtiéndose en la versión de referencia en nuestro país. En esta versión, los coeficientes alfa de Cronbach oscilaron entre *satisfacción/diversión* ( $\alpha = .82$ ) y *aburrimiento* ( $\alpha = .71$ ), al igual que en los trabajos de Duda y Nicholls (1992) y Nicholls et al. (1985, 1989). La propuesta de Balaguer et al. (1997) ha sido utilizada también en la investigación realizada por Castillo et al. (2001), con 967 estudiantes de entre 11 y 16 años de la Comunidad Valenciana. Estos autores comprueban igualmente la existencia de dos dimensiones, *satisfacción/diversión* ( $\alpha = .80$ ) y *aburrimiento* ( $\alpha = .76$ ), con 5 y 2 ítems, respectivamente. Los análisis de fiabilidad demostraron que eliminando el ítem 2 de la escala de aburrimiento, aumentaba el coeficiente alfa de Cronbach de dicha escala de un valor inicial de .62 a .76. Realizaron, además, un análisis factorial confirmatorio del instrumento, que muestran unos adecuados índices de bondad de ajuste.

A partir de estas investigaciones, el objetivo de este trabajo es aportar evidencias sobre la dimensionalidad de la versión española del SSI en una muestra de adolescentes estudiantes de educación secundaria mediante procedimientos confirmatorios. Tras explicar el proceso de adaptación de los ítems, se analizaron las propiedades psicométricas de la versión española

del SSI adaptado a la EF; para ello se concretó: (a) examinar su estructura factorial con análisis factorial confirmatorio (AFC), (b) evaluar la consistencia interna, (c) verificar su estabilidad temporal, y (d) evaluar las diferencias de sexo y edad.

## Método

### Participantes

En este estudio participaron un total de 2002 alumnos (970 hombres = 48.5%; 1032 mujeres = 51.5%) de 17 centros de Educación Secundaria de las provincias de Almería, Córdoba, Granada, Jaén y Sevilla. El rango de edad estuvo comprendido entre 12 y 19 años [media ( $M$ ) = 14.99; desviación típica ( $DT$ ) = 1.43], siendo la edad media de los chicos 15.06 ( $DT$  = 1.43), y la de las chicas 14.93 ( $DT$  = 1.43). La distribución por cursos fue la siguiente: 712 (35.6%) estudian 2.º de ESO; 324 (16.2%), 3.º de ESO; 469 (23.4%), 4.º de ESO; y 497 (24.8%), 1.º de bachillerato.

Para evaluar la estabilidad temporal del SSI adaptado a la EF se utilizó una segunda muestra de 187 alumnos, elegida previamente de forma aleatoria y compuesta por 93 chicos ( $M$  = 15.02;  $DT$  = 1.37) y 94 chicas ( $M$  = 14.95;  $DT$  = 1.42) que completaron nuevamente el instrumento siete semanas más tarde. Con el objeto de prevenir posibles tendencias de deseabilidad social,

los adolescentes fueron instruidos para que utilizaran su fecha de nacimiento para identificar sus cuestionarios (Martín-Albo, Núñez, Navarro, y González, 2006).

### Instrumentos

Se utilizó el Sport Satisfaction Instrument (SSI) (Balaguer et al., 1997; Duda y Nicholls, 1992), el cual consta de 8 ítems para medir la satisfacción intrínseca en una actividad deportiva, mediante dos subescalas que miden *satisfacción/diversión* (5 ítems) y *aburrimiento* (3 ítems) en la práctica deportiva. En las instrucciones se pide a los sujetos que indiquen su grado de acuerdo con los ítems que reflejan criterios de diversión o aburrimiento, recogiendo las respuestas en una escala de ítems politómicos de 5 puntos que oscila desde *muy en desacuerdo* (1) a *muy de acuerdo* (5). La consistencia interna de la subescala *satisfacción/diversión* fue de  $\alpha$  = .92 y la de *aburrimiento*,  $\alpha$  = .79. Se recabaron, además, datos socio-demográficos de los participantes.

Se utilizó el Cuestionario de orientación al ego y a la tarea (TEOSQ) (Balaguer, Castillo, y Tomás, 1996; Duda, 1989), aplicándose la adaptación de la versión española a la EF (TEOSQ-12EF) de Ruiz-Juan et al. (2011). La escala consta de 12 ítems que hacen referencia a *orientación a la tarea* (6 ítems) y *orientación al ego* (6 ítems). Las respuestas se reco-

gieron en una escala de ítems politómicos con un rango de puntuación que oscilaba desde 1 (*muy en desacuerdo*) a 4 (*muy de acuerdo*). Ruiz-Juan et al. (2011) demostraron la validez interna del instrumento en estudiantes de educación secundaria obligatoria y post-obligatoria hallando índices fiabilidad de  $\alpha = .80$  y superiores. En el presente trabajo la fiabilidad de la subescala de *orientación al ego* fue de  $\alpha = .87$  y de la *orientación a la tarea* de  $\alpha = .87$ .

### Proceso de adaptación

Se adaptó la versión española del SSI (Balaguer et al., 1997), al ser su objeto de estudio el deporte y el nuestro la Educación Física. La evaluación cualitativa de ítems (*validez de contenido*) se efectuó mediante el juicio de cuatro expertos (Osterlind, 1989): dos en construcción de escalas y dos conocedores del constructo a evaluar. Se les entregó una tabla de especificaciones de los ítems (Calabuig y Crespo, 2009; Spaan, 2006), en la que se recogía la definición semántica del constructo a evaluar y la de su componente. Se les mostró el listado de ítems tras la adaptación de los originales. Tenían que emitir un juicio sobre su pertinencia y su comprensión en escala de 1 (*Muy en desacuerdo*) a 4 (*Muy de acuerdo*). Además, disponían de un apartado en el que hacer las anotaciones y observaciones generales sobre cada uno de los ítems, pudiendo reali-

zar una redacción alternativa de cada ítem si lo consideraban conveniente. Aquellos ítems que obtuvieron puntuaciones medias  $< 3$ , tanto en pertinencia como en comprensión, fueron revisados (Nuviala, Tamayo, Iranzo, y Falcón, 2008). Si el ítem no era clasificado por al menos 3 de los 4 expertos dentro de las dimensiones teóricas (*satisfacción/diversión* y *aburrimiento*), era nuevamente revisado, analizando posibles problemas antes de proponer una redacción alternativa que recogiese la dimensión teórica de forma más clara y precisa. El encabezamiento fue: «Indica tu grado de *desacuerdo o acuerdo con las siguientes afirmaciones, referidas a tus clases de Educación Física*».

La nueva versión fue administrada a 60 alumnos de educación secundaria con edades entre 12 y 19 años. Los comentarios de los mismos sobre instrucciones y forma de redacción supusieron cambios menores. Tras el análisis de los resultados psicométricos obtenidos y una última revisión por parte del equipo de investigación se llegó a la versión final española del SSI adaptado a la EF (SSI-EF) (Apéndice 1).

### Procedimiento

Se obtuvo permiso para realizar la investigación por parte de los órganos de dirección de los centros educativos. Los estudiantes fueron informados del propósito del estudio y de sus derechos como participantes en el mismo. Los instru-

mentos para medir las diferentes variables se administraron en el aula, sin la presencia del docente. Cada participante tuvo 10-20 minutos para completar los cuestionarios. Las respuestas al instrumento se mantendrán en el anonimato.

### **Análisis estadísticos**

Dado que las estructuras que subyacen al instrumento analizado han sido consistentemente determinadas en la literatura, para evaluar la estructura factorial de la escala se realizó un AFC con LISREL 8.54. Los análisis de ítems, homogeneidad y estructura interna, correlación (coeficiente de Pearson) y consistencia interna (alfa de Cronbach) de la escala, así como las pruebas para determinar las diferencias de sexo y edad (MANOVA) se realizaron con el SPSS 17.0.

## **Resultados**

### **Análisis de ítems y fiabilidad de la escala**

En la tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos del SSI-EF. En el análisis estadístico de ítems se mantuvo la distribución ítem-factor observada en el instrumento original (Balaguer et al., 1997; Duda y Nicholls, 1992). Las características de los ítems fueron analizadas comprobando si el alfa de la escala aumentaba con la eliminación del algún ítem, así como teniendo en

cuenta los criterios apuntados por Nunnally y Bernstein (1995) para conservar un ítem dentro de un factor: coeficiente de correlación corregido ítem-total (*CCIT-c*)  $\geq .30$ , desviación típica (*DT*)  $> 1$ , y que todas las opciones de respuesta habían sido usadas en algún momento. Como se puede comprobar, y según las recomendaciones de Bollen y Long (1994), los índices de asimetría y curtosis son próximos a 0 y  $< 2$  en los dos factores.

Los ítems del primer factor (*satisfacción/diversión*) presentaron valores medios entre 4.11 para los ítem 5 y 4.22 para el ítem 1. Las *DT* fueron mayores a 1, oscilando entre 1.01 del ítem 5 y 1.13 del ítem 1. La consistencia interna de esta dimensión fue adecuada ( $\alpha = .92$ ). Todos los *CCIT-c* presentaron valores superiores a .71.

El segundo factor (*aburrimiento*) presentó ítems con valores medios entre 1.81 para el ítem 3 y 2.16 del ítem 2. Las *DT* fueron mayores a 1, oscilante entre 1.09 (ítem 3 y 1.29 (ítem 2). La consistencia interna de esta dimensión fue adecuada ( $\alpha = .79$ ). Todos los *CCIT-c* presentaron valores  $> .55$ . A pesar de estos datos y de la adecuada consistencia interna obtenida, los resultados arrojan que con la eliminación del ítem 2 de esta dimensión se alcanzaría un alfa .80; aunque solo se mejora un .01 respecto a la fiabilidad de los tres ítems (.79), se tiene en cuenta para el análisis del modelo.

Autores como Carretero-Dios y Pérez (2005, 2007) y Clark y Wat-

Tabla 1

*Estadísticos Descriptivos, de Consistencia Interna y de Homogeneidad*

Escala	M	DT	CCIT-c	CC	$\alpha$ sin ítem	Asimetría	Curtosis
<i>satisfacción/diversión (<math>\alpha = .92</math>)</i>							
1. Normalmente me divierto en las clases de Educación Física	4.22	1.13	.81	-.50	.90	-1.35	1.55
5. Normalmente encuentro la Educación Física interesante	4.11	1.01	.80	-.51	.90	-1.17	.98
6. Cuando hago Educación Física parece que el tiempo vuela	4.13	1.06	.83	-.49	.89	-1.26	1.02
7. Normalmente participo activamente en las clases de Educación Física	4.12	1.08	.84	-.46	.90	-1.08	.81
8. Normalmente me lo paso bien haciendo Educación Física	4.20	1.02	.72	-.48	.91	-1.41	1.74
<i>aburrimiento (<math>\alpha = .79</math>)</i>							
2. En las clases de Educación Física a menudo sueño despierto en vez de pensar en lo que hago realmente	2.16	1.29	.56	-.33	.80	.06	-.49
3. En las clases de Educación Física, normalmente me aburro	1.81	1.09	.69	-.56	.66	1.37	1.12
4. En Educación Física deseo que la clase termine rápidamente	2.05	1.23	.66	-.54	.69	.96	-.15

son (2003) recomiendan realizar un estudio de correlación para asegurar la homogeneidad de cada dimensión. En el presente trabajo, la correlación entre la puntuación de cada ítem y la puntuación total en cada uno de los componentes muestran correlaciones positivas con la dimensión teórica a la que pertenecen y negativa con la puntuación total de la otra dimensión. También en este caso se llama la atención en relación al ítem 2, pues se puede ob-

servar cómo obtuvo el valor negativo más cercano a cero ( $r = -.33$ ); no obstante, no muestra solapamiento con la dimensión teórica de *satisfacción/diversión*.

### Análisis factorial confirmatorio

Con el objeto de confirmar la dimensionalización original propuesta teóricamente (Balaguer et al., 1997; Duda y Nicholls, 1992), se aplicaron modelos de ecuaciones estructu-

rales. La estructura factorial del instrumento se evaluó con AFC. Este análisis se llevó a cabo utilizando el método de estimación *weighted least squares* (WLS) para variables ordinales del programa LISREL 8.54 (Jöreskog y Sörbon, 2003). La matriz de correlaciones policóricas y la matriz de covarianzas asintóticas fueron utilizadas como input para el análisis de los datos. Se hipotetizó un modelo de medida, consistente en un modelo de dos factores que asumió la existencia de dos variable latentes.

Teniendo en cuenta que se desaconseja utilizar una única medida de ajuste global del modelo, se calcularon varios índices de ajuste, como recomiendan, entre otros, autores como Bentler (2007), Markland (2007) o Miles y Shevlin (2007). Por ello, el ajuste del modelo fue evaluado con una combinación de índices de ajuste absolutos y relativos. Entre los absolutos, se utilizó el valor  $p$ , asociado con el estadístico chi cuadrado ( $\chi^2$ ), que prueba el modelo nulo frente al modelo hipotetizado (Barret, 2007). La *ratio* entre  $\chi^2$  y grados de libertad ( $gl$ ) ( $\chi^2/gl$ ) es un heurístico que se utiliza para reducir la sensibilidad del  $\chi^2$  al tamaño de la muestra. En un modelo considerado perfecto su valor sería de 1.0 y las ratios por debajo de 2.0 se considerarán como indicadores de muy buen ajuste del modelo (Tabachnik y Fidell, 2007), mientras que valores por debajo de 5.0 son considerados aceptables (Hu y Bentler, 1999). Asimismo, se ha

calculado el *GFI* (*índice de bondad de ajuste*), que indica la cantidad relativa de varianza y covarianza reproducida por el modelo específico, comparado con el modelo saturado, y cuyo valor debe ser igual o superior a .90 para considerar mínimamente aceptable el ajuste de un modelo, aunque autores como Hooper, Coughlan y Mullen (2008) consideran valores  $\geq .95$  para un mejor ajuste. Entre los índices relativos se ha utilizado el *NFI* (*índice de ajuste normalizado*), el *NNFI* (*índice de ajuste no normativo*) y *CFI* (*índice de ajuste comparativo*). En los índices incrementales se considera que valores  $\geq .95$  indican un buen ajuste (Hu y Bentler, 1999). Autores como Kline (2005) recomiendan la utilización de *RMSEA* (*error de aproximación cuadrático medio*) y, según Hu y Bentler (1999) un valor  $\leq .06$  indicaría un buen ajuste, aunque Steiger (2007) apunta que  $< .07$  es un valor límite de consenso. Los parámetros estimados se consideran significativos cuando el valor asociado al valor  $t$  es superior a 1.96 ( $p < .05$ ).

Atendiendo a las recomendaciones de autores como MacIntosh (2007), Markland (2007) o Levy y Hancock (2007), de formular y analizar varios modelos si los datos así lo recomiendan y de reportar los resultados más relevantes, se presentan, a continuación, los resultados del AFC correspondientes a dos modelos: uno con 8 ítems y otro con 7 ítems. El modelo con 7 ítems se realizó sin el ítem-2, teniendo en cuenta lo expuesto con anteriori-

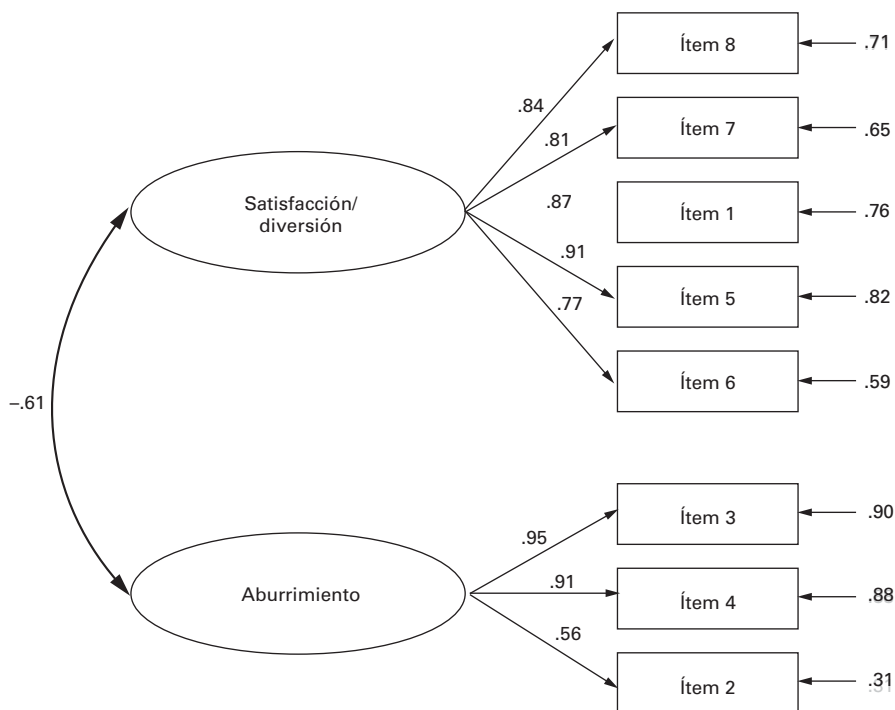


Figura 1. Path Diagram del AFC, con pesos estandarizados y errores de medición de cada uno de los ítems de la versión española del SSI adaptado a la Educación Física.

dad en este trabajo en relación con la consistencia interna y la homogeneidad de los ítems (tabla 1) y tomando en consideración que este ítem ha sido eliminado del factor *aburrimiento* en trabajos como el de Castillo et al. (2001).

Los índices de bondad de ajuste obtenidos en el modelo de 8 ítems mostraron un ajuste satisfactorio:  $\chi^2 = 38.53$ ,  $gl = 13$ ,  $p = .012$ ,  $\chi^2/gl = 2.96$ ,  $GFI = .98$ ,  $NFI = .98$ ,  $NNFI = .99$ ,  $CFI = .99$ ,

$RMSEA = .31$ . Respecto al modelo de 7 ítems, aunque los índices relativos mostraron un buen ajuste, los resultados de los índices absolutos recomendaron rechazar el modelo, pues la prueba  $\chi^2$  resultó significativa:  $\chi^2 = 67.34$ ,  $gl = 13$ ,  $p = .003$ ,  $\chi^2/gl = 5.18$ ,  $GFI = .98$ ,  $NFI = .97$ ,  $NNFI = .98$ ,  $CFI = .99$ ,  $RMSEA = .55$ ).

La estabilidad temporal se evaluó con la citada muestra de 187 alumnos que completaron el SSI-

EF en dos ocasiones con intervalo de siete semanas. Los resultados del pretest en *satisfacción/diversión* fueron  $\alpha = .91$  y en *aburrimiento*,  $\alpha = .80$ . Los datos del postest en *satisfacción/diversión* fueron  $\alpha = .92$  y en *aburrimiento*,  $\alpha = .78$ . Los valores de correlación test-retest en la dimensión *satisfacción/diversión* fueron  $r = .79$  y en *aburrimiento*  $r = .77$ .

### Validez concurrente

Para evaluar la validez empírica se calcularon las correlaciones entre las dos dimensiones del SSI-EF (coeficiente de Pearson), así como

las correlaciones con las subescalas del TEOSQ-12EF (tabla 2). Las correlaciones entre la *satisfacción/diversión* y el *aburrimiento* resultaron significativas y negativas tanto en varones ( $r = -.53, p < .000$ ) como en mujeres ( $r = -.57, p < .000$ ). Además, la *satisfacción/diversión* mostró una alta correlación positiva con la *orientación a la tarea* ( $r = .49, p < .000$ , varones;  $r = .45, p < .000$ , mujeres). El *aburrimiento* no correlacionó con la *orientación al ego*, pero sí se halló relación significativa y negativa con la *orientación a la tarea* ( $r = -.29, p < .000$ , varones;  $r = -.31, p < .000$ , mujeres).

Tabla 2

*Correlación Entre las Subescalas del SSI-EF y del TEOSQ-12EF*

Subescalas	I	II	III	IV
I. satisfacción/diversión		-.53**	.15**	.49**
II. aburrimiento	-.57**		-.06	-.29**
III. orientación al ego	.06	-.01		.28**
IV. orientación a la tarea	.45**	-.31**	.37**	

\* La correlación es significativa al nivel .05.

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

En la diagonal superior, datos de los chicos, y en la inferior de las chicas.

### Diferencias por sexo y edad

Para analizar las diferencias en las dos subescalas se realizó un análisis de varianza multivariado (MANOVA 2x3) en función del sexo y

de la edad del alumnado, que fueron consideradas como variables independientes y la *satisfacción/diversión* y el *aburrimiento* como variables dependientes. Los resultados mostraron la existencia de di-



ferencias significativas tanto en relación a la variable sexo (Lambda de Wilks = .94;  $F_{(2,1942)} = 62.19$ ;  $p < .000$ ), como en función de la edad (Lambda de Wilks = .98;  $F_{(4,3880)} = 9.34$ ;  $p < .000$ ).

Las pruebas de los efectos inter-sujetos mostraron, en relación con el sexo, diferencias significativas tanto en la *satisfacción/diversión* ( $F_{(1)} = 123.02$ ;  $p < .000$ ;  $R^2 = .59$ ), como en el *aburrimiento* ( $F_{(1)} = 25.90$ ;  $p < .000$ ;  $R^2 = .43$ ). Como se puede comprobar en la Tabla 3 los varones ( $M = 4.38$ ) presentan valores por encima de la mujeres ( $M = 3.95$ ) en la *satisfacción/diversión*, mientras que las chicas ( $M = 2.12$ ) presentan cifras por encima de los hombres ( $M = 1.89$ ) en el *aburrimiento*.

Respecto a la edad, los efectos inter-sujetos mostraron diferencias significativas respecto a la *satisfacción/diversión* ( $F_{(2)} = 217.47$ ;  $p < .000$ ;  $R^2 = .53$ ) y al *aburrimiento* ( $F_{(2)} = 3.28$ ;  $p = .038$ ;  $R^2 = .37$ ) (Tabla 3). Dado que la prueba de Levene no resultó significativa se asumieron varianzas iguales y se realizó la prueba de Bonferroni en los análisis a posteriori. Respecto a la *satisfacción/diversión*, se hallaron diferencias entre los de 12-14 años, con media más alta, y los de 15-16 ( $p < .000$ ) y los de 17-19 años ( $p < .000$ ). Las diferencias en el *aburrimiento* se establecieron entre los de 12-14 años y los de 15-16 años ( $p = .032$ ) que, en este caso, presentan valores superiores.

Tabla 3

*Análisis Multivariante Según Sexo y Edad*

	Sexo				<i>F</i>	<i>p</i>	Edad						<i>F</i>	<i>p</i>
	Varones (n=970)		Mujeres (n=1032)				12-14 (n=782)		15-16 (n=937)		17-19 (n=283)			
	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>			<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>		
SSI-EF														
I. <i>satisfacción/diversión</i>	4.38	.03	3.95	.03	123.02	.000	4.30	.81	4.06	.91	4.07	.86	217.17	.000
II. <i>aburrimiento</i>	1.89	.03	2.12	.03	25.90	.000	1.93	1.01	2.07	1.01	1.99	.98	3.28	.038

Nota. *p* es significativo al valor  $< .05$ .

## Discusión

La satisfacción intrínseca hacia el deporte y hacia la escuela presenta una destacada importancia por su relación con la adherencia a la misma y a la práctica físico-deportiva, tanto dentro del área de EF, como fuera de ella. Existen, como se ha podido comprobar, escasas investigaciones sobre la utilización de estas escalas en la escuela (Balaguer et al., 1997; Castillo et al., 2001; Duda y Nicholls, 1992; Nicholls et al., 1985, 1989), aunque las existentes han demostrado y confirmado suficientemente su validez y fiabilidad. Se han publicado además algunas aplicaciones en el deporte, aunque éstas no se han adaptado a la EF, a pesar de la importancia que puede tener su aplicación en esta disciplina.

Por ello, el objetivo principal de esta investigación ha sido validar en una muestra de estudiantes españoles, la adaptación del SSI al área de EF, dando como resultado la escala SSI-EF. Se han realizado, para ello, los análisis psicométricos necesarios y su correspondiente análisis factorial confirmatorio basado en modelos de ecuaciones estructurales; este análisis apoya la validez factorial y la fiabilidad del instrumento adaptado en dos dimensiones (*satisfacción/diversión* y *aburrimiento*), similares al del modelo hipotetizado de origen, y coincidente con los trabajos señalados.

Los resultados confirman la correlación significativa y negativa

obtenida entre ambos factores, demostrando su independencia, tal como ocurre en el resto de investigaciones señaladas. Igualmente, la consistencia interna es aceptable en ambas dimensiones, situándose éstos valores dentro del margen válido y por encima del encontrado en la línea de investigaciones similares. Además, los ítems tienen una correlación elevada con su factor correspondiente y baja con los del otro. A pesar de ello, con la eliminación del ítem 2 de *aburrimiento* se incrementaría ligeramente el alfa de Cronbach (de .79 a .80). Teniendo en cuenta además que Castillo et al. (2001) eliminaron el citado ítem para llegar a una aceptable fiabilidad del factor, en este trabajo se analizó un modelo de ecuaciones estructurales con 7 ítems. Aunque finalmente el modelo de 8 ítems resultó más adecuado, estos resultados se han de tener en cuenta para futuras investigaciones en las que el modelo de 7 ítems puede resultar con un buen ajuste.

Los análisis realizados a través del MANOVA para destacar las diferencias por sexo muestran cómo los varones presentan valores por encima de las mujeres en la *satisfacción/diversión*, mientras que las chicas presentan cifras por encima de los hombres en el *aburrimiento*, al contrario de lo que ocurre en el trabajo de Castillo et al. (2001). En cambio Ennis (1996) afirma sobre esto que las niñas suelen tener más experiencias negativas en relación con la EF y menor interés por parti-

cipar en esta área y fuera de ella en su tiempo libre que los chicos. Éstas experiencias negativas en las chicas adolescentes pueden contribuir a crear en ellas sentimientos de impotencia y por ello realizar un menor esfuerzo en las clases de EF (Vilhelmsson y Kristjansdottir, 2003).

En relación con el TEOSQ, las orientaciones de meta presentan igualmente una importancia determinante por sus relaciones positivas con la participación del alumnado en la clase de EF (Papaioannou y McDonald, 1993; Peiró y Sanchís, 2004; Ruiz-Juan et al., 2011). La *satisfacción/diversión* mostró una alta correlación positiva con la *orientación a la tarea* para ambos sexos, coincidiendo con las aportaciones de Fernández-Río et al. (2012) y Ntounamis (2005); éste último autor afirma que los alumnos que practican actividad física de forma opcional fuera del centro tienden a involucrarse en un clima de tarea, puesto que las clases de EF les parecen divertidas. Siguiendo a Ruiz-Juan et al., (2011), los alumnos que se orientan a la tarea en EF tienden a esforzarse para aprender nuevas habilidades, mejorando su desarrollo personal y reforzando su compromiso con su práctica, aumentando así su satisfacción hacia la asignatura de EF. Esta orientación está además relacionada con la adherencia a la práctica físico-deportiva en el tiempo libre (Ntounamis, 2005), debido entre otros aspectos a la motivación intrínseca de los alumnos.

En el caso del *aburrimiento*, se relacionó de forma significativa y negativa con la *orientación a la tarea* en ambos sexos, demostrando la fiabilidad de los resultados, ya que se observan valores opuestos a los obtenidos en la *satisfacción/diversión*. En cambio, el *aburrimiento* no se correlacionó con la *orientación al ego* ni positiva ni negativamente, como suele ocurrir y en contraposición a los datos de la *orientación a la tarea*. En otras investigaciones (Ames y Archer, 1988; Duda et al., 1992; Duda y Nicholls, 1992; Nicholls, 1989), se ha demostrado la relación entre la *orientación al ego* y el *aburrimiento*, de manera que los alumnos que se orientan al ego tienden a aburrirse en clase de EF, entre otros motivos porque evitan las actividades de reto y su implicación en las clases (Ruiz-Juan et al., 2011). Esto supone en ocasiones que estos alumnos no confían en su capacidad o competencia personal, lo que les lleva al aburrimiento y al abandono de las actividades de EF (Peiró y Sanchís, 2004).

Como se ha podido demostrar, los resultados avalan la utilización del SSI-EF, pues los datos obtenidos resultan coherentes con el resto de investigaciones similares llevadas a cabo en el contexto académico y especialmente en EF.

Para finalizar, concluir que los análisis psicométricos efectuados a la escala SSI-EF demuestran que las puntuaciones que se obtienen cuando se aplica el mismo, son válidas y fiables. A esto hay que su-

marle la confirmación de la existencia de los dos factores hipotetizados desde el modelo de partida y su adaptación con el SSI-EF. Así pues, es de destacar la gran utilidad que presenta este instrumento para los docentes, tanto en relación con el área como con la adherencia a las clases, la práctica físico-deportiva y la adquisición de hábitos de salud, tan importantes en nuestros días.

Para finalizar, una de las limitaciones que podríamos destacar de esta investigación es el haber realizado un diseño muestral para Andalucía, pero por limitaciones económicas y temporales se decidió centrar el estudio en centros educativos de cinco provincias de esta comunidad, utilizando una muestra seleccionada al azar. Una posible opción para futuros estudios podría centrarse en el análisis del funcionamiento diferencial de ítems (DIF)

contrastando la equivalencia entre diferentes submuestras de estudiantes, tanto de primaria como de secundaria, de centros públicos y privados, entre diferentes provincias y comunidades, e incluso entre diferentes etnias. A pesar de la limitación de la muestra, una de las fortalezas más destacable de este trabajo es el tamaño de la misma. Se trata de una muestra suficientemente amplia, que le otorga al trabajo la calidad y representatividad necesarias.

Esta investigación ha permitido discutir los trabajos ya existentes. Asimismo, una de las fortalezas más destacables es el resultado obtenido. Hay que resaltar que se ha trabajado con una escala reconocida y probada a nivel internacional, y su validación para EF en español supone una contribución al desarrollo de nuevas vías de investigación y apoyo a las ya existentes.

## Referencias

- Ames, C., y Archer, J. (1988). Achievement goals in the classroom: Students' learning strategies and motivation processes. *Journal of Educational Psychology*, 80, 260-267.
- Ardoy, D., Fernández-Rodríguez, J. M., Chillón, P., Artero, E., España-Romero, V., Jiménez-Pavón, D., et al. (2010). Educando para mejorar el estado de forma física, estudio EDUFI: antecedentes, diseño, metodología y análisis del abandono/adhesión al estudio. *Revista Española de Salud Pública*, 84, 151-168.
- Baena-Extremuera, A., y Ruiz, P. (2009). Tratamiento educativo de la coeducación y la igualdad de sexo en el contexto escolar y en especial en Educación Física. *Aula Abierta*, 37(2), 111-122.
- Balaguer, I., Atienza, F. L., Castillo, I., Moreno, Y., y Duda, J. L. (1997).

- Factorial structure of measures of satisfaction/interest in sport and classroom in the case of Spanish adolescents. Abstracts of 4<sup>th</sup> *European Conference of Psychological Assessment* (p. 76). Lisbon: Portugal.
- Balaguer, I., Castillo, I., y Tomás, I. (1996). Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Orientación al Ego y a la Tarea en el Deporte (TEOSQ) en su traducción al castellano. *Psicológica*, 17, 71-81.
- Barret, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences*, 42, 815-824.
- Bentler, P. M. (2007). On tests and indices for evaluating structural models. *Personality and Individual Differences* 42, 825-829.
- Bollen, K. A., y Long, J. (1994). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Calabuig, F., y Crespo, J. (2009). Uso del método Delphi para la elaboración de una medida de la calidad percibida de los espectadores de eventos deportivos. *Retos: Nuevas tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 16, 21-25.
- Carretero-Dios, H., y Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- Carretero-Dios, H., y Pérez, C. (2007). Standards for the development and the review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Castillo, I., Balaguer, I., y Duda, J. L. (2001). Perspectivas de meta de los adolescentes en el contexto académico. *Psicothema*, 13(1), 79-86.
- Chatzisarantis, N. L. D., Hagger, M. S., Biddle, S. J. H., y Karageorghis, C. (2002). The cognitive processes by which perceived locus of causality predicts participation in physical activity. *Journal of Health Psychology*, 7, 685-699.
- Clark, L. A., y Watson, D. (2003). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. En A. E. Kazdin (Ed.), *Methodological issues & strategies in clinical research* (3.<sup>a</sup> ed.) (pp. 207-231). Washington: APA.
- Deci, E. L., y Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behaviour*. New York: Plenum.
- Deci, E. L., y Ryan, R. M. (2000). The «what» and «why» of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behaviour. *Psychological Inquiry*, 11, 227-268.
- Duda, J. L. (1989). Relationship between task and ego orientation and the perceived purpose of sport. *Journal of Educational Psychology*, 11, 318-335.
- Duda, J. L., Fox, K. R., Biddle, S. J. H., y Armstrong, N. (1992). Children's achievement goals and beliefs about success in sport. *British Journal of Educational Psychology*, 62, 313-323.
- Duda, J. L., Martínez, C., y Balaguer, I. (1999). The perceived motivational climate and psychological well-being among Spanish artistic gymnasts. En V. Hosek, P. Tilinger y L. Bilek (Eds.) *Psychology of sport and exercise: Enhancing the quality of life* (pp. 170-172). Part I. 10th. European Congress of Sport Psychology. Prague: Charles University in Prague. Faculty of Physical Education and Sport.

- Duda, J. L., y Nicholls, J. G. (1992). Dimensions of achievement motivation in schoolwork and sport. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 290-299.
- Duda, J. L., y Whitehead, J. (1998). Measurement of goal perspectives in the physical domain. En J. L. Duda (Ed.), *Advances in sport and exercise psychology measurement* (pp. 21-48). Morgantown, WV: Fitness Information Technology.
- Dwyer, T., Sallis, J. F., Blizzard, L., Lazarus, R., y Dean, K. (2001). Relation of Academic Performance to Physical Activity and Fitness in Children. *Pediatric Exercise Science*, 13, 225-238.
- Ennis, C. D. (1996). Students' experiences in sportbased physical education: More than apologies are necessary. *Quest*, 48, 453-456.
- Fernández-Río, F., Méndez-Giménez, A., Cecchini, J. A., y González, C. (2012). Achievement Goals and Social Goals' Influence on Physical Education Students' Fair Play. *Revista de Psicodidáctica*, 17(1), 73-91.
- Granero-Gallegos, A., Gómez-López, M., Baena-Extremera, A., Abal-des, A., y Rodríguez-Suárez, N. (en prensa). La motivación autodeterminada en el balonmano amateur. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*.
- Hooper, D., Coughlan, J., y Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.
- Inglés, C. J., Martínez-González, A. E., García-Fernández, J. M., Torregrosa, M. S., y Ruiz-Esteban, C. (2012). Prosocial Behavior and Self-Concept of Spanish Students of Compulsory Secondary Education. *Revista de Psicodidáctica*, 17(1), 135-156.
- Jöreskog, K., y Sörbom, D. (2003). LISREL 8.54. *Structural equation modeling with the Simplis command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (2nd Edition ed.). New York: The Guilford Press.
- Levy, R., y Hancock, G. R. (2007). A framework of statistical tests for comparing mean and covariance structure models. *Multivariate Behavioral Research*, 42, 33-66.
- MacIntosh, C. N. (2007). Rethinking fit assessment in structural equation modelling: A commentary and elaboration on Barrett (2007). *Personality and Individual Differences*, 42, 859-867.
- Markland, D. (2007). The golden rule is that there are no golden rules: A commentary on Paul Barrett's recommendations for reporting model fit in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences*, 42, 851-858.
- Martín-Albo, J., Núñez, J. L., Navarro, J. L., y González, V. M. (2006). Validación de la versión española de la escala multidimensional de orientaciones a la deportividad. *Revista de Psicología del Deporte*, 15, 9-22.
- Miles, J., y Shevlin, M. (2007). A time and a place for incremental fit indices. *Personality and Individual Differences*, 42, 869-874.
- Moreno-Murcia, J. A., González-Cutre, D., y Chillón, M. (2009). Preliminary Validation in Spanish of a Scale Designed to Measure Motivation in

- Physical Education Classes: The Perceived Locus of Causality (PLOC) Scale. *The Spanish Journal of Psychology*, 12(1), 327-337.
- Moreno-Murcia, J. A., y Vera, J. A. (2011). Modelo causal de la satisfacción con la vida en adolescentes de educación física. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 367-380.
- Nicholls, J. G. (1984). Achievement motivation: Conceptions of ability, subjective experience, task choice, and performance. *Psychological Review*, 91, 328-346.
- Nicholls, J. G. (1989). *The Competitive Ethos and Democratic Education*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Nicholls, J. G., Cheung, P.C., Lauer, J., y Patashnick, M. (1989). Individual differences in academic motivation: Perceived ability, goals, beliefs, and values. *Learning and Individual Differences*, 1, 63-84.
- Nicholls, J. G., Patashnick, M., y Nolen, S.B. (1985). Adolescents' theories of education. *Journal of Educational Psychology*, 77, 683-692.
- Ntoumanis, N. (2005). A Prospective Study of Participation in Optional School Physical Education Using a Self-Determination Theory Framework. *Journal of Educational Psychology*, 97(3), 444-453.
- Nunnally, J. C., y Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- Nuviala, A., Tamayo, J. A., Iranzo, J., y Falcón, D. (2008). Creación, diseño, validación y puesta en práctica de un instrumento de medición de la satisfacción de usuarios de organizaciones que prestan servicios deportivos. *Retos: Nuevas tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 14, 10-16.
- Osterlind, S. J. (1989). *Constructing Test Items*. Londres: Kluwer Academic Publishers.
- Papaioannou, A., y McDonald, A. I. (1993). Goal perspectives and purposes of physical education as perceived by Greek adolescents. *Physical Education Review*, 16, 41-48.
- Peiró, C., y Sanchís, J. R. (2004). Las propiedades psicométricas de la versión inicial del cuestionario de orientación a la tarea y al ego (TEOSQ) adaptado a la educación física en su traducción al castellano. *Revista de Psicología del Deporte*, 13, 25-39.
- Ruiz-Juan, F., Piéron, M., y Zamarripa, J. (2011). Versión española del «Task and Ego Orientation in Sport Questionnaire (TEOSQ) adaptado a Educación Física. *Estudios de Psicología*, 32(2), 179-193.
- Ryan, R. M., y Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development and well-being. *American Psychologist*, 55, 68-78.
- Spaan, M. (2006). Test and item specifications development. *Language Assessment Quarterly*, 3, 71-79.
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences*, 42, 893-898.
- Stevens, J. (1992). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Tabachnick, B. G., y Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon.
- Tanaka, J. S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural models. En K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 10-39). Thousand Oaks: Sage.



- Vilhjalmsson, R., y Kristjansdottir, G. (2003). Gender differences in physical activity in older children and adolescents: the central role of organized sport. *Social Science y Medicine*, 56, 363-374.
- West, S. G., Finch, J. F., y Curran, P. J. (1995). Structural equations models with non normal variables. En R.H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage.

Antonio Baena Extremera, Profesor Ayudante Doctor y profesor de la Facultad de Ciencias del Deporte de la Universidad de Murcia. Funcionario del cuerpo de Profesores de Educación Secundaria y Primaria. Sus principales líneas de investigación están centradas en la enseñanza del Educación Física, así como con las Actividades Físicas en el Medio Natural y los Deportes de Aventura. Los trabajos más relevantes se han publicado en revistas prestigiosas a nivel nacional e internacional como la *International Journal of Morphology*, *Journal of Science and Technology of the Américas*, *Journal of Sports Science and Medicine*, *Psychologica Belgica*, *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, entre otras.

Antonio Granero-Gallegos, Dr. y Licenciado en Educación Física. Profesor Asociado de la Facultad de Ciencias del Deporte de la Universidad de Murcia. Subdirector del Centro del Profesorado Almería 03, Consejería de Educación, Junta de Andalucía. Sus principales líneas de investigación están centradas en aspectos relacionados con la enseñanza del Educación Física, así como con las Actividades Físicas en el Medio Natural. Los hallazgos se han publicado en revistas prestigiosas nacionales e internacionales: *Adicciones*, *Collegium Anthropologicum*, *Journal of Sports Science and Medicine*, *Journal of Science and Technology of the Américas*, *Psychologica Belgica*, *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, *Revista Latinoamericana de Psicología*, entre otras.

Clara Bracho-Amador. Licenciada en Ciencias de la Actividad Física y del Deporte y Diplomada en Fisioterapia. Máster en Actividad Física y Salud. Doctorando en Educación Física. Sus líneas de investigación están dirigidas hacia la Enseñanza en Educación Física y la Actividad Física y Salud.

Francisco Javier Pérez-Quero, Doctorando y Licenciado en Ciencias de la Actividad Física y el Deporte. Máster en Actividad Física y Salud. Diplomado en Fisioterapia. Profesor de Educación Física en Secundaria, Consejería de Educación, Junta de Andalucía. Sus principales líneas de investigación están relacionadas con la Educación Física, la motivación en la Actividad Física y el Deporte y las actividades en el medio natural.

Fecha de recepción: 10-11-2011      Fecha de revisión: 26-01-2012      Fecha de aceptación: 01-03-2012



## Anexo

### Versiones españolas de la escala de satisfacción

Ítems	Balaguer, Atienza, Castillo, Moreno y Duda (1997)-SSI	Castillo, Balaguer y Duda (2001)-ISC	En el estudio actual-SSI-EF
1	Normalmente me divierto practicando deporte	Normalmente disfruto aprendiendo en el colegio	Normalmente me divierto en las clases de Educación Física
2	En el deporte a menudo sueño despierto en vez de pensar en lo que estoy haciendo	En el colegio normalmente me aburro.	En las clases de Educación Física a menudo sueño despierto en vez de pensar en lo que hago realmente
3	Cuando practico deporte normalmente me aburro	Normalmente deseo que se acabe rápidamente el día de colegio.	En las clases de Educación Física, normalmente me aburro
4	Cuando practico deporte deseo que el partido termine rápidamente	Normalmente encuentro el colegio interesante	En Educación Física deseo que la clase termine rápidamente
5	Normalmente encuentro el deporte interesante	En el colegio normalmente encuentro que el tiempo vuela	Normalmente encuentro la Educación Física interesante
6	Cuando hago deporte parece que el tiempo vuela	Normalmente participo activamente en el aprendizaje	Cuando hago Educación Física parece que el tiempo vuela
7	Normalmente participo activamente cuando hago deporte	Normalmente me divierto haciendo los deberes	Normalmente participo activamente en las clases de Educación Física
8	Normalmente me lo paso bien haciendo deporte		Normalmente me lo paso bien haciendo Educación Física