

This article was downloaded by: [University Rey Juan Carlosi]

On: 08 April 2015, At: 03:13

Publisher: Routledge

Informa Ltd Registered in England and Wales Registered Number: 1072954 Registered office: Mortimer House, 37-41 Mortimer Street, London W1T 3JH, UK



Cultura y Educación: Culture and Education

Publication details, including instructions for authors and subscription information:

<http://www.tandfonline.com/loi/rcye20>

Evaluating the school assets that promote positive adolescent development from the perspective of the student / La evaluación de los activos escolares para el desarrollo positivo adolescente desde la perspectiva del alumnado

Miguel-Ángel Pertegal^a, Alfredo Oliva^a & Ángel Hernando^b

^a Universidad de Sevilla

^b Universidad de Huelva

Published online: 07 Apr 2015.



[Click for updates](#)

To cite this article: Miguel-Ángel Pertegal, Alfredo Oliva & Ángel Hernando (2015) Evaluating the school assets that promote positive adolescent development from the perspective of the student / La evaluación de los activos escolares para el desarrollo positivo adolescente desde la perspectiva del alumnado, *Cultura y Educación: Culture and Education*, 27:1, 33-63

To link to this article: <http://dx.doi.org/10.1080/11356405.2015.1006849>

PLEASE SCROLL DOWN FOR ARTICLE

Taylor & Francis makes every effort to ensure the accuracy of all the information (the "Content") contained in the publications on our platform. However, Taylor & Francis, our agents, and our licensors make no representations or warranties whatsoever as to the accuracy, completeness, or suitability for any purpose of the Content. Any opinions and views expressed in this publication are the opinions and views of the authors, and are not the views of or endorsed by Taylor & Francis. The accuracy of the Content should not be relied upon and should be independently verified with primary sources of information. Taylor and Francis shall not be liable for any losses, actions, claims, proceedings, demands, costs, expenses, damages, and other liabilities whatsoever or howsoever caused arising directly or indirectly in connection with, in relation to or arising out of the use of the Content.

This article may be used for research, teaching, and private study purposes. Any substantial or systematic reproduction, redistribution, reselling, loan, sub-licensing, systematic supply, or distribution in any form to anyone is expressly forbidden. Terms & Conditions of access and use can be found at <http://www.tandfonline.com/page/terms-and-conditions>

Evaluating the school assets that promote positive adolescent development from the perspective of the student / *La evaluación de los activos escolares para el desarrollo positivo adolescente desde la perspectiva del alumnado*

Miguel-Ángel Pertegal^a, Alfredo Oliva^a, and Ángel Hernando^b

^aUniversidad de Sevilla; ^bUniversidad de Huelva

(Received 22 January 2009; accepted 11 June 2013)

Abstract: The aim of this study was to develop a valid and reliable instrument for evaluating students' perceptions of their school's key strengths, or school assets, using the positive adolescent development approach. To do this, we first created a scale after carrying out a review of the instruments already in use to evaluate school climate and aspects related to the school context which have been identified as factors that promote the socio-personal development and adjustment of adolescents. Secondly, expert judgement was sought to ensure the validity of the scale's content. And finally, in order to analyse the psychometric properties of the scale, it was given to a sample of 2,400 adolescents (1,068 boys and 1,332 girls) aged 12–17 ($M = 14.73$, $SD = 1.25$) in secondary education in state and private schools in Western Andalusia. The results obtained endorsed the scale's psychometric properties. The external and predictive validity of the instrument remains to be tested in future studies.

Keywords: scale; school context; school climate; developmental assets; positive adolescent development

Resumen: El objetivo de este trabajo fue desarrollar un instrumento válido y fiable para evaluar la percepción del alumnado de las fortalezas fundamentales de un centro educativo o activos escolares según el enfoque del desarrollo adolescente positivo. Para ello, en primer lugar, se creó una escala a partir de una revisión de los instrumentos existentes que evaluaban el clima escolar y las dimensiones relevantes del contexto escolar, identificadas como factores promotores del desarrollo sociopersonal y del ajuste adolescente. En segundo lugar, para asegurar la validez de contenido de la misma, se llevó a cabo un juicio de expertos. Y por último, la escala fue administrada para el análisis de sus propiedades psicométricas a una muestra constituida por 2,400 adolescentes (1,068 chicos y 1,332 chicas) de 12 a 17 años ($M = 14.73$, $DT = 1.25$)

English version: pp. 33–47 / *Versión en español*: pp. 48–62

References / *Referencias*: pp. 62–63

Translated from Spanish / *Traducción del español*: Julie Waddington

Authors' Address / *Correspondencia con el autor*: Miguel Ángel Pertegal Vega, Universidad de Sevilla, Facultad de Educación, C/ Pirotecnia s/n, 41018 Sevilla, España.

E-mail: mpertegal@us.es

que cursaban estudios de educación secundaria en centros públicos y privados de Andalucía Occidental. Los resultados obtenidos han permitido avalar la adecuación de las propiedades psicométricas de la escala construida. Queda para futuras investigaciones comprobar la validez externa y predictiva del instrumento.

Palabras clave: escala; contexto escolar; clima escolar; activos para el desarrollo; desarrollo adolescente positivo

Today, it is vital that schools provide a warm environment in which students and teachers feel comfortable not only to learn and teach, but also to live and coexist. Specific research is thus needed on the way in which the school context can help to optimize the socio-personal development of students (Blum, McNeely, & Rinehart, 2002; Oliva et al., 2008).

The importance of evaluating the school climate is beyond question (Cohen, McCabe, Michelli, & Pickeral, 2009). Nevertheless, many different ways of conceptualizing it exist, as reflected in the diversity of the names used: school climate, classroom climate, organizational climate, learning climate, social climate, psychological climate and affective climate, among others. Even though a commonly accepted definition does not exist, a good number of researchers, ourselves included, consider the school climate from a broad perspective as the evaluation of subjective experiences within the school context (Cohen et al., 2009), while other authors propose a more specific and contained conception of climate to refer to the perception of social relations within school (Trianes et al., 2006).

At the same time, we also find an enormous variety of instruments that evaluate school climate, which differ both in terms of objectives and the dimensions they consider. It would therefore seem important to highlight certain considerations in order to clarify the approach our proposal follows.

First, the abovementioned scales tend to differ according to the focus of their evaluation: some aim to evaluate the school climate while others only assess the specific climate of the classroom. The Classroom Environment Scale (CES) developed by Moos and Trickett (1974) is an example of the latter.

Second, another important distinction is that highlighted by Trianes et al. (2006) between academic climate and social climate. On the one hand, the academic climate evaluates the degree to which the school environment stimulates effort and motivates students to learn. Social climate, by contrast, refers to perceptions of the relations established at school, such as the quality of the interactions between students and between students and teachers.

Third, although the social climate is closely linked to the evaluation of the school climate, other scales exist that include other aspects related to the functioning of the school and which are conceived in a more open and broad manner. A good reference was the SES — School Environment Scale — by Marjoribanks (1980), since, in addition to evaluating social climate, or the *interpersonal context* according to the author, it also evaluates other important dimensions in the functioning of the school, such as the clarity of its rules — *regulatory context* — as well as participation and innovation — the *imaginative context*.

Our review of the instruments available indicated a lack of such instruments in our particular context of using a positive approach which would enable us to evaluate a series of key school assets in a good educational centre. The review also helped us to clarify the focus of our scale. In the first instance, our intention was to evaluate the relevant processes in the overall functioning of the school. Therefore, our aim was not to provide a measurement focused on classroom climate for which good instruments are already available for teachers and researchers. Second, we were not interested in evaluating the ‘academic’ climate or the classroom climate but, rather, the social climate within the school, albeit not exclusively. Finally, taking a broad view of climate, our aim was to consider other subjective experiences that take place in the school context that are associated with benefits for students and that could constitute school assets from the perspective of positive adolescent development. Furthermore, this review also helped us to consider which dimensions to include in our scale: the social-relational dimension; the affective dimension; the regulatory dimension relating to rules and desirable behaviour; and the dimension of student participation.

In order to determine the definitive configuration of the dimensions of our instrument, we also carried out a review of the empirical evidence on the relation between school processes and positive results in development, performance and the adjustment of adolescent students. Specifically, the relevant literature was drawn from two distinct sources. One of an extensive line of study with a relatively long history which involves research on the evaluation of school effectiveness and school improvement (Murillo, 2005; Scheerens & Bosker, 1997); and another more recent and less developed line of study which encompasses theoretical approaches that we could frame within the ‘positive youth development’ movement — positive adolescent development (Lerner, Lerner, Almerigi, & Theokas, 2005).

Thought-provoking proposals exist within the research on school efficiency concerning which school processes contribute towards school success. The following dimensions have been highlighted as particularly relevant: the feeling of belonging to the school, a positive climate in student-teacher relations and an organized and ordered environment based on rules and values which are known by all and applied coherently (Murillo, 2005).

Within the different approaches to positive adolescent development, the concept of developmental assets (Benson, Scales, Hamilton, & Sesman, 2006) proposed by the Search Institute is particularly interesting. These assets relate to the personal, family, school and community resources that provide adolescents with support and with the experiences needed to promote their positive development. Thus, if the deficit model discusses risk and protection factors to refer to factors that may generate or prevent problems or disorders from arising, in the positive development model, assets are seen as resources that go beyond the mere prevention of problems and serve to promote healthy development (Oliva et al., 2008).

Studies carried out by the Search Institute (Scales, Benson, Leffert, & Blyth, 2000) show that adolescents who enjoy a greater number of resources or assets present healthier and more positive development. Hence, school assets would be:

a comfortable and safe environment, relational bonds with adults, the feeling of belonging to the school, the establishment of limits and clear rules, the promotion of positive values, the empowerment and participation of students in the school environment, as well as the activities and programmes that provide opportunities for the development of socio-emotional competences.

Thus, after reviewing the dimensions included in the different instruments on school climate, on the school assets highlighted by the Search Institute, as well as the contributions from different authors on the features of environments for positive development (Lerner et al., 2005; Roth & Brooks-Gunn, 2003), our study is based on a theoretical model which posits that schools that function as promoters of positive adolescent development can be characterized by four key dimensions:

- (1) The creation of a ‘positive environment’ that results in a caring and safe climate. Some studies have thus found that this environment is related both to students’ academic performance (Roeser & Eccles, 1998) as well as their well-being and psychological adjustment (Cohen et al., 2009).
- (2) The establishment of bonds with the school and teachers is another dimension for which empirical evidence exists showing it to be a factor related to positive development and adolescent adjustment (McNeely, Nonnemaker, & Blum, 2002).
- (3) The construction of ‘a structured, organized and coherent educational environment’ which offers a clear guide to help students regulate their behaviour within the school is another dimension related to well-being and adolescent adjustment (Eccles, Early, Fraser, Belansky, & McCarthy, 1997).
- (4) Finally, student participation and the provision of positive opportunities for developing initiative and adolescent competences is considered an important school asset given its relation with the empowerment and adjustment of students (Eccles et al., 1997).

As a result, our scale for evaluating school assets and strengths was designed on the basis of the following specific dimensions: peer relations, safety, feeling of belonging to the school, perceived support of teachers, clarity of rules, promotion of values by teachers, resources and installations, activities available and students’ perceptions of their influence on the life of the school. The aim of the study is to identify if these dimensions are in line with the theoretical model on which our research is based: social climate, school connectedness, clarity of the rules and values, and positive and empowering opportunities.

Method

Participants

The sample selected was made up of 2,400 adolescents (1,068 boys and 1,332 girls) aged between 12 and 17 years old ($M = 14.73$, $SD = 1.25$) who were enrolled in secondary state and private schools in Western Andalusia. Specifically,

20 schools were selected in line with the following variables: (a) size of school (small: fewer than 600 students, large: more than 600); (b) socioeconomic level of the area (middle-low and middle-high); (c) size of population (small: fewer than 30,000 inhabitants, large: more than 30,000); (d) type of school (state or private). In the case of the first three variables, 10 schools were selected for each category, while in relation to the type of school, a quota similar to that of the existing proportion in Andalusian schools was maintained.

For the schools with more than two sets of each educational level — second, third and fourth years of Secondary; first year of high school and intermediate vocational training courses — two classes were selected from each level at random. The result was that secondary school students amounted to 80% of the sample and were distributed in a reasonably homogenous way (25.5% from the second year, 26.8% from the third year and 28.7% from the fourth year). For the higher levels of education of high school and intermediate vocational training courses, the proportion of students was lower, in line with the tendencies within the general population, with 18.2% from the first year of high school and 0.8% from the first year of vocational training.

Instruments

Scale for evaluating school assets for positive adolescent development: A Likert scale with seven different response levels depending on levels of agreement or disagreement that enables an evaluation to be carried out of adolescents' perceptions on a series of key dimensions of school life related to its climate and functioning, and which entail strengths which are potentially related to positive adolescent development.

The preliminary version of the scale was drawn up on the basis of a review of the relevant literature, and included 60 initial items selected from instruments already available or drafted by the research team itself considering which dimensions of the study were relevant from a theoretical point of view.

In order to ensure the validity of both the content and the field validity of the instrument, this first version was submitted to a dual process of refinement: expert judgement and a pilot study. Of the 60 items of the preliminary version, 45 passed this process and were included in the scale applied to the sample. [Table 1](#) shows the set of items that constituted the initial version of the scale, as well as its anticipated internal structure in light of the literature review carried out. Finally, the quantitative analysis carried out in this study resulted in the development of a definitive version of the instrument which can be consulted at the following website: www.formajoven.org/AdminFJ/doc_recurso/201241812465364.pdf.

Procedure

After the initial refinement of the scale through expert judgement and the development of the pilot study, the version of 45 selected items was applied to a sample

Table 1. Initial version of the scale.

Item	Item wording	Item	Item wording
1	Relations between students and the school are good	24	As students, we know when something is against class rules
2	There is a good feeling among everyone in this school	25	In this school, they make us see that knowing people from other cultures and countries is something that enriches us as people
3	It is easy to make friends at this school	26	This school helps us to respect and understand customs from other countries and cultures
4	Most students at this school get on well	27	This school makes us see the importance of equality between men and women
5	Everyone feels like they belong to this school	28	This school teaches us to insist that women have the same opportunities as men
6	Some students in this school feel threatened by others	29	This school encourages us to fight for fair social causes
7	In this school, there are a lot of problems and conflicts outside class (break time, corridors, toilets, etc.)	30	There are good sports facilities at this school
8	At this school, there are some groups of students who go around bothering others and giving them trouble	31	At this school, there are study rooms and spaces where we can work together in groups
9	The teachers manage to stop discussions from turning into fights	32	There is a good library at this school
10	In this school, problems are solved by talking	33	We have a good computer room at this school
11	This is a good place to study	34	We can practise a lot of different sports at this school
12	I would change schools if I could	35	There aren't many schools with as many activities for students as there are in my school
13	I feel proud to be part of this school	36	This school gives us the chance to participate in activities carried out in our neighbourhood or community
14	I feel very comfortable in this school	37	We can come to the school in the afternoons to do sport
15	I like this school quite a lot	38	We can do a lot of different extra-curricular activities at this school
16	The teachers spend very little time with students	39	This school organizes a lot of cultural activities: theatre, concerts, exhibitions, etc.
17	The teachers tell us when we do something well	40	Our school organizes workshops to learn some of the following: photography, music, theatre, dance, computers, etc.

(Continued)

Table 1. (Continued).

Item	Item wording	Item	Item wording
18	The teachers recognize the efforts made by students	41	Students can make complaints or suggestions about the way the school functions
19	Teachers are available to answer the individual doubts of all students	42	Some of the activities carried out in classes are proposed by the students
20	Teachers help us when we are struggling in class	43	Students participate in the drawing up of the school's rules for good coexistence
21	In my school, there are rules about what students can and can't do	44	When there are conflicts, as students we give our opinions and participate in resolving them
22	The behavioural rules of this school are clear and everyone knows them	45	As students, we propose some celebrations and school activities and we help organize them
23	As students, we all know the limits and rules we have to keep in this school		

Note: Items: 1–5 (Peer relations), 6–10 (Safety), 11–15 (Belonging), 16–20 (Teacher support, 21–24 (Rules), 25–29 (Values), 30–34 (Resources), 35–40 (Activities), 41–45 (Perceived Influence).

of adolescents in order to carry out a quantitative analysis of the items, as well as to ensure the validity and reliability of the scale.

The objectives of the study were explained in advance to the heads of the schools selected and, once they had agreed to participate in the study, the scale was given to the students during the school day by people trained to do this by the research team. It should be noted that the heads of the schools informed the families in advance and that the students' participation was voluntary, with the confidentiality and anonymity of their responses being maintained at all times.

Data analysis

In order to provide evidence of cross-validation, the sample was randomly divided into two equal halves. In the first instance, analyses were carried out aimed at studying the metric properties of the items as well as the dimensionality of the scale on the basis of one of the halves (1,200 subjects). Subsequently, analyses were carried out aimed at obtaining evidence of cross-validation with the other half.

With regard to the study of the metric properties of the items and the dimensionality of the scale, metric analyses of the items were carried out as well as correlational analyses between the items and the corrected totals of the dimensions to which they belonged. After this, an exploratory factor analysis (EFA) was carried out using the *principal axis factoring method* (an option highly suited to determining latent factors underlying the shared variance of items) and

the *direct oblimin* rotation procedure (suitable when a correlation between factors analysed is assumed or known) (Worthington & Whittaker, 2006). The suitability of the matrix for carrying out the EFA was tested using the Kaiser-Meyer-Olkin (*KMO*) test and criteria were followed for eliminating items with commonalities below .40, those whose highest factorial weight was less than .32, those with weights above .32 in more than one factor, and those in which the difference between the highest factorial weight and the next was less than .15 (Worthington & Whittaker, 2006).

In order to provide cross-validation evidence, a confirmatory factor analysis (CFA) was carried out on the second half of the sample which aimed to validate the factorial structure obtained from the first half. This analysis was carried out using the *LISREL 8.71* programme and with the *maximum probability estimation* method.

Finally, analyses were carried out to estimate the reliability of the definitive version of the scale using Cronbach's alpha reliability coefficient.

Results

Metric analyses of the items and the dimensionality of the scale

The first step involved selecting the items that highlighted most clearly the differences between individuals. To do this, the standard deviation (*SD*) was calculated as well as the discrimination index of each item. The discrimination index was obtained by the correlation coefficient between the item score and the total scale score (see Table 2).

As Table 2 indicates, the item-dimension corrected correlations revealed adequate levels of homogeneity since the majority of the coefficients obtained scores above .60. The standard deviations also showed the adequacy of the items since all of them presented deviations above 1. In light of the analyses carried out, and considering that the greater the discrimination index for all the items of a dimension the greater its internal consistency, a decision was taken to maintain only the items with a correlation coefficient equal to or above .55 to ensure the maximum validity of the content (Clark & Watson, 2003). Following this criterion, 10 items were eliminated at this stage (3, 5, 9, 10, 16, 21, 35, 36, 37 and 41).

In order to explore the validity of the construct, the next step was to analyse if the items grouped together in the way anticipated in the theoretical review (see Table 3). This table shows that only 30 elements were conserved in the definitive version. On the basis of the set of 35 items that passed the abovementioned criterion, for the definitive version a decision was taken to select the three or four items with the greatest factorial weight in each of the nine factors obtained in order to provide the scale with maximum consistency and, at the same time, to ensure the variety of the aspects evaluated, thus simplifying the scale and facilitating its application.

An exploratory factor analysis (EFA) was carried out on the 30 items, with *principal axes* and *direct oblimin* rotation, to ensure that the definitive set of items grouped together in the manner anticipated. A *KMO* index of .89 demonstrated

Table 2. Descriptive statistics of the items.

Items	<i>SD</i>	Item-total dimension correlation	Items	<i>SD</i>	Item-total dimension correlation
1	1.22	.63	24	1.37	.58
2	1.39	.67	25	1.61	.66
3	1.19	.52	26	1.56	.72
4	1.25	.63	27	1.28	.72
5	1.52	.50	28	1.30	.65
6	1.59	.55	29	1.41	.68
7	1.63	.58	30	1.77	.58
8	1.69	.57	31	1.70	.62
9	1.69	.22	32	1.61	.61
10	1.62	.48	33	1.76	.59
11	1.52	.59	34	1.71	.65
12	1.94	.57	35	1.69	.54
13	1.59	.72	36	1.78	.45
14	1.39	.73	37	1.99	.43
15	1.55	.79	38	1.77	.64
16	1.73	.37	39	1.87	.56
17	1.49	.56	40	1.88	.59
18	1.43	.66	41	1.76	.50
19	1.52	.61	42	1.69	.56
20	1.23	.64	43	1.89	.60
21	1.37	.26	44	1.75	.57
22	1.39	.68	45	1.79	.62
23	1.44	.66			

the adequacy of the matrix for carrying out the analysis. The factorial solution obtained using Kaiser's factor retention criteria comprised nine factors that explained 69.16% of the variance. After the rotation, the first factor explained 27.57% and comprised the four items of the dimension of *values*. The second factor explained 8.98% and included the three items of the dimension of *safety*. The third factor explained 6.08% and comprised three items referred to as *rules*. The fourth factor explained 5.47% and grouped together the three items of *sense of belonging*. The fifth factor explained 5.14% and included four items on *resources*. The sixth factor explained 4.79% and comprised four items of *teacher support*. The seventh factor explained 4.08% and grouped together three items of *peer relations*. The eighth factor explained 3.85% and comprised the three items of the dimension of *perceived influence*. Finally, the ninth factor explained 3.20% and included three items of the dimension of *activities offered*.

Cross-validation

Finally, considering that the nine factors obtained were inter-related, our aim was to obtain a more parsimonious factorial solution which would be more economical and useful in terms of its application and correction in research. The data were

Table 3. Definitive rotated factorial matrix.

Items	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9
26.	.85								
25.	.74								
27.	.60								
29.	.52								
8.		.79							
7.		.73							
6.		.70							
23.			.88						
22.			.75						
24.			.69						
15.				.86					
14.				.83					
13.				.77					
32.					.74				
33.					.70				
31.					.65				
34.					.53				
18.						.74			
19.						.70			
20.						.69			
17.						.67			
2.							.79		
1.							.79		
4.							.61		
45.								.75	
44.								.58	
43.								.56	
40.									.77
39.									.67
38.									.50
% variance	27.57	8.98	6.08	5.47	5.14	4.79	4.08	3.85	3.20
% accumulated	27.57	36.55	42.62	48.10	53.24	58.03	62.11	65.96	69.15
Eigen values <i>KMO</i> = .89	8.27	2.69	1.82	1.64	1.54	1.44	1.22	1.15	1.00

Note: F1 = Values; F2 = Safety; F3 = Rules; F4 = Sense of belonging; F5 = Resources; F6 = Teacher support; F7 = Peer relations; F8 = Perceived influence; F9 = Activities; *KMO* = Kaiser-Meyer-Olkin Test.

thus subjected to a confirmatory factorial analysis to evaluate, on the one hand, the adequacy of the theoretical model planned with four second order factors, and, on the other hand, to ascertain if the model with one single second order factor presented better adequacy or, at least good adequacy, which would legitimate the obtaining and use of a total score for the scale.

Both models were tested using confirmatory factorial analysis (CFA) on the second half of the sample (1,200 subjects), as mentioned above. This analysis was carried out using the *LISREL 8.71* programme and with the maximum likelihood estimation method.

Table 4. Comparison of the adjustment indices of the two plausible models.

Adjustment indices	χ^2	<i>GI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>GFI</i>	<i>AGFI</i>	<i>CFI</i>
Model with one single second order factor	1632.36	.396	.051	.92	.90	.97
Model with four second order factors	1363.01	.390	.046	.93	.91	.97
Difference in χ^2	269.35***					

Note: *RMSEA* = Root Mean Square of Approximation; *GFI* = Goodness of Fit Index; *AGFI* = Adjusted Goodness of Fit Index; *CFI* = Comparative Fit Index; *** $p < .001$.

Since the χ^2 is highly sensitive to minor deviations of the hypothetical model when working with such large samples, the following indices were used to evaluate the adequacy of the model: the root mean squared error of approximation (*RMSEA*), the goodness of fit index (*GFI*), the adjusted goodness of fit index (*AGFI*), and the comparative fit index (*CFI*). The model would be considered to have a good fit with an *RMSEA* of $\leq .6$, (Hu & Bentler, 1999) and *GFI*, *AGFI* and *CFI* of $> .90$.

The results of the confirmatory analysis in relation to the theoretical model of four factors (*social climate, school connectedness, clarity of the rules and values, positive and empowering opportunities*) demonstrated the good fit of the proposed model, since the following values were obtained: *RMSEA* = .046; *GFI* = .93; *AGFI* = .91; *CFI* = .97.

Subsequently, we tested the goodness of fit of the model with one single second order factor and also obtained a good fit, albeit not quite as good as the previous theoretical model. Specifically, the indices obtained were: *RMSEA* = .051; *GFI* = .92; *AGFI* = .90; *CFI* = .97. See Table 4 for the comparison of the indices of both models.

Comparing both models, the one with four second order factors obtains a better goodness of fit, presenting better indices in all cases. Authors such as Tabachnick and Fidell (2007) consider the *RSMEA* to be the most convenient index for comparing different models, with the best model being the one with the lowest *RSMEA* value. Furthermore, the four factor model entails a significant reduction of the chi-square value, with a statistically significant difference of $p = .001$. Thus, in accordance with the reference criteria and the criteria mentioned above, the four factor theoretical model presented a better fit.

Nevertheless, given the good adjustment indices obtained for the single second order factor model, we also considered the possibility of testing a new model with a single third order factor. Although we initially believed it would be difficult to ensure the adjustment of such a model as a result of the complexity involved, we found that the model showed good fit, with indices that were practically the same as those obtained for the theoretical model of four secondary factors. Specifically, the indices obtained were: *RSMEA* = .047; *GFI* = .93; *AGFI* = .91; *CFI* = .97, with no significant differences in the chi-square value of the model ($gl = 392$; $\chi^2 = 1389.14$). Finally, we decided to use the single third order factor model since as well as allowing us to use the overall score of the scale, it also provides additional

theoretical value: the grouping of the four theoretically expected factors in a global factor of school assets related to positive adolescent development. The standardized factorial coefficients of this model can be seen in Figure 1. It should be noted that the second order factor of ‘social climate’ has a lower comparative contribution than the other factors by being the only third order factor of ‘school assets’.

Reliability

The internal consistency of the final version of the scale was estimated on the basis of the whole sample and using Chronbach’s alpha coefficient. In general, the results showed the good reliability of all dimensions (*social climate*, $\alpha = .78$; *relations*, $\alpha = .81$; *clarity of rules and values*, $\alpha = .82$, *positive and empowering opportunities*, $\alpha = .83$; *peer relations*, $\alpha = .78$; *safety*, $\alpha = .78$; *sense of belonging*, $\alpha = .87$; *teacher support*, $\alpha = .80$; *rules*, $\alpha = .82$; *values*, $\alpha = .82$; *resources*, $\alpha = .78$; *activities*, $\alpha = .83$; and *perceived influence*, $\alpha = .73$). The total alpha of the overall scale was high: $\alpha = .90$.

Discussion and conclusions

The quantitative analyses resulted in an instrument for evaluating school assets for positive adolescent development, the definitive version of which included 30 items, based on which nine partial scores can be obtained (peer relations, sense of belonging to the school, perceived support of teachers, clear rules, values promoted by the teachers, the school’s resources and facilities, activities offered, and students’ perceptions of their influence on the life of the school) and four overall scores (*social climate*; *school connectedness*; *clarity of the rules and values*; *positive and empowering opportunities*), as well as a final score for *School Assets*.

On the one hand, the results obtained in this study have enabled the endorsement of both the adequacy of the metric properties of the items, as well as the validity and reliability of the overall scale. The analysis of the items shows that those selected present good discrimination indices (Barbero, Vila, & Suárez, 2006). The results of the EFA carried out with half of the sample demonstrate the validity of the instrument, since a factorial structure is obtained in line with our initial hypothesis (Tabachnick & Fidell, 2007).

Also, the CFA carried out has enabled the identification of groupings of the specific dimensions related to the functioning of the schools, in four second order factors: *social climate*, *school connectedness*, *clarity of the rules and values* and *positive and empowering opportunities*. The good fit obtained by this model supports the validity of the theoretical model upon which the study is based, and which aims to synthesize the positive functioning of the school into four key school assets. On the other hand, cross-validation evidence has been obtained as well as good internal consistency indices, both for the school assets considered independently, as well as for one single third order global factor (Clark & Watson, 2003). While it is not yet possible to demonstrate the predictive value of these

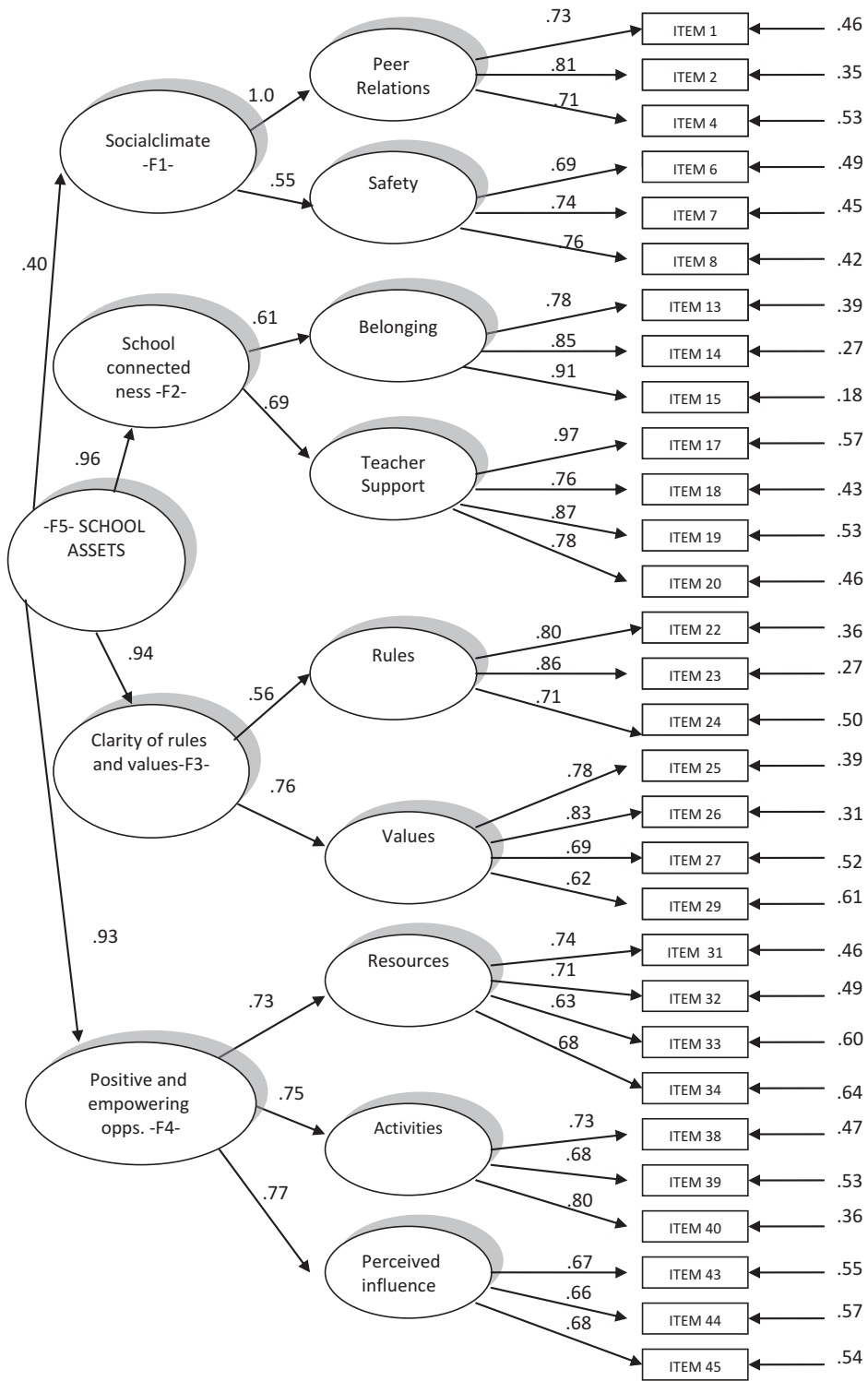


Figure 1. Standardized factorial coefficients of the model with one single third order factor.

dimensions, we argue that these school assets are related to different benefits for adolescent development and adjustment, as shown below. The factor of *school social climate*, which groups together aspects such as good peer relations and perceptions of safety, covers the dimension of the students' social relations at school. This factor has been related to positive effects on academic competence (Roeser & Eccles, 1998) and on psychological and behavioural adjustment (Kuperminc, Leadbeater, & Blatt, 2001).

The factor of *school connectedness* groups together the dimensions of sense of belonging to the school and the perceived support of teachers. The importance of feedback, the positive reinforcement provided by teachers, and the students' perceptions of this support, has already been highlighted by Moos (1987) and Wentzel (1997) as 'perceived pedagogical caring'. Positive relations between students and teachers have been shown to be important factors of protection and positive adjustment in adolescence, as well as helping students commit to learning, to develop academic competences and positive attitudes, and to be satisfied with school (Wentzel, 1997).

On the other hand, the development of a sense of belonging to the school, already highlighted by Goodenow (1993), has been widely demonstrated to be a factor involved in the academic success and effective adjustment of students. This factor has been related to motivation, commitment to studies, and to better behavioural adjustment, especially among students from disadvantaged backgrounds (Osterman, 2000).

Both dimensions of positive school connectedness and a sense of belonging and perceived support provide information on the so-called 'affective climate' (Gonder, 1994), or on what some authors refer to as 'school connectedness' (McNeely et al., 2002). In this sense, in order to assess the climate and the positive functioning of a school, it is not enough to merely explore the relational climate of the school and it becomes crucial to go beyond the classroom and to explore the socio-emotional climate of the school itself, which implies having measures in place which aim to understand the personal experiences of affective bonds with the school and with the adults within it (Catalano, Oesterle, Fleming, & Hawkins, 2004).

The third factor, *clarity of norms and values* covers two related dimensions — students' knowledge of the rules and the values promoted by teachers — aspects which are clearly highlighted as promoting an 'orderly atmosphere' by Scheerens and Bosker (1997), as 'normative expectations related to the behaviour expected of students' by Power, Higgins, and Kohlberg (1989), or as a 'regulatory context' by Marjoribanks (1980). When the organization of a school is clear, with rules, limits, values and expectations which are known to everyone, the integration of students is facilitated, as are the adequate adjustment of their behaviour and the promotion of positive and prosocial behaviour (Díaz-Aguado, 1996).

Finally, the factor of *positive and empowering opportunities* covers the dimensions of resources, activities and the students' perceptions of their influence on the life of the school; aspects that involve opportunities which are potentially positive for positive adolescent development (Oliva et al., 2008). The school resources

(variety of facilities, educational resources and student spaces) and the extra-curricular activities available have a positive effect on the development of adolescent competences (Eccles, Barber, Stone, & Hunt, 2003; Pertegal, Oliva, & Hernando, 2010). It is also important to create an empowering climate (Roth & Brooks-Gunn, 2003), since evidence exists indicating that restrictive practices end up worsening the school climate and negatively affecting students' connections and relations with the school (McNeely et al., 2002). Different authors (Díaz-Aguado, 1996; Eccles et al., 1997) insist on the need to promote initiatives to encourage participative democracy in schools which not only provide students with opportunities for participating, but also develop co-responsibility in certain spheres of school life, which result in improvements in the school climate and in relations with the school.

In light of the results of this study, it can be concluded that the scale of school assets for adolescents constitutes a valid and reliable measurement for exploring a wide range of dimensions of schools, with particular relevance for positive development and adolescent adjustment. However, some limitations of the study should be noted, such as the fact that it was based exclusively on self-reporting and that the adolescents' perceptions may not coincide with reality. Nevertheless, from a psychological point of view, the assessments that boys and girls make of their school assets are most likely to influence their development. It is worth pointing out that, although this study has obtained significant evidence of internal validity and the dimensionality of the instrument, future studies would do well to concentrate on obtaining results aimed at supporting its external and prospective validity. To do this, it would be necessary to study the relation between the school assets evaluated with our scale and some indicators of competence and adolescent adjustment.

La evaluación de los activos escolares para el desarrollo positivo adolescente desde la perspectiva del alumnado

Hoy en día resulta vital que los centros educativos proporcionen un entorno acogedor en el que el alumnado y el profesorado encuentren un buen lugar no solo para aprender y enseñar, sino también para vivir y convivir. Por ello, se hace necesaria la investigación específica de la contribución del contexto escolar a la optimización del desarrollo sociopersonal del alumnado (Blum, McNeely, & Rinehart, 2002; Oliva et al., 2008).

La importancia de la evaluación del clima escolar está fuera de toda duda (Cohen, McCabe, Michelli, & Pickeral, 2009). Sin embargo, existen muchas diferencias en su conceptualización, como se refleja en la diversidad de denominaciones utilizadas: clima escolar, clima de aula, clima organizativo, clima de aprendizaje, clima social, clima psicológico y clima afectivo, entre otros. No obstante, aunque no exista una definición comúnmente aceptada, un buen número de investigadores conciben el clima de centro desde una perspectiva amplia, en la que nos situamos, como la evaluación de las experiencias subjetivas en el contexto escolar (Cohen et al., 2009), mientras que otros autores proponen una concepción del clima más específica y acotada, para referirse a la percepción de las relaciones sociales dentro del centro educativo (Trianes et al., 2006).

A su vez también encontramos una enorme variedad en los instrumentos que evalúan el clima escolar, difiriendo tanto en la finalidad como en las dimensiones que consideran. Parece conveniente, por tanto, hacer algunas consideraciones previas para clarificar el enfoque de nuestra propuesta.

En primer lugar, dichas escalas suelen distinguirse en el foco de su evaluación: algunas pretenden evaluar el clima de centro y otras valoran solo el clima específico del aula. Un ejemplo de esto último es, a pesar de su nombre, la conocida Escala de Clima Social Escolar (CES) de Moos y Trickett (1974).

En segundo lugar, otra distinción relevante es la señalada por Trianes et al. (2006) entre clima académico y clima social. Por un lado, el clima académico valora el grado en el que el entorno escolar estimula el esfuerzo y la motivación por aprender. Por su parte, el clima social se refiere a la percepción de las relaciones que se establecen en la escuela, como la calidad de las interacciones entre el alumnado y de éste con el profesorado.

En tercer lugar, aunque el clima social se ha vinculado estrechamente a la evaluación del clima escolar, existen otras escalas que, con una concepción más abierta y amplia, incluyen otros aspectos relevantes del funcionamiento del centro. Una buena referencia fue la escala SES —*School Environment Scale*— de Marjoribanks (1980), ya que aparte de valorar el clima social —o *contexto*

interpersonal, según el autor— evalúa otras dimensiones importantes en el funcionamiento del centro como la claridad de normas —*contexto regulativo*—o la dimensión de participación e innovación— *contexto imaginativo*.

La revisión previa de instrumentos evidenció la carencia de instrumentos en nuestro contexto que, desde un enfoque positivo, nos permitieran evaluar de forma conjunta una serie de activos escolares fundamentales en un buen centro educativo. Dicha revisión además nos ayudó a clarificar el enfoque de nuestra escala. En primer lugar, nuestra intención era evaluar los procesos relevantes en el funcionamiento global del centro, por ello, no pretendíamos aportar una medida centrada en el clima de aula, para el cual ya existen buenos instrumentos a disposición del profesorado e investigadores. En segundo lugar, no estábamos interesados en la evaluación del clima ‘académico’ ni el clima de aula, sino más bien en el clima social del centro, aunque no sólo. Finalmente, ubicándonos en una concepción amplia del clima, pretendíamos considerar otras experiencias subjetivas que tienen lugar en el contexto escolar, asociadas a ciertos beneficios en el alumnado, que pudieran constituir activos escolares desde la óptica del desarrollo positivo adolescente. Además dicha revisión nos sirvió para considerar ciertas dimensiones a incluir en nuestra escala: la dimensión social—relacional; la dimensión afectiva; la dimensión regulativa referida a normas y comportamientos deseables, y la dimensión de participación del alumnado.

Para determinar definitivamente la configuración de dimensiones de nuestro instrumento se partió también de la revisión de las evidencias empíricas sobre la relación entre los procesos de centro y los resultados positivos en el desarrollo, rendimiento y ajuste del alumnado adolescente. En concreto, la literatura de investigación pertinente procedía de dos fuentes. Una, más extensa y con mayor recorrido, la investigación sobre la evaluación de los centros escolares de cara a su eficacia y mejora (Murillo, 2005; Scheerens & Bosker, 1997); y otra más reciente y de menor trayectoria, las aportaciones teóricas que podríamos encuadrar en el movimiento de *positive youth development* —desarrollo positivo adolescente— (Lerner, Lerner, Almerigi, & Theokas, 2005).

En la investigación de la eficacia escolar existen propuestas muy sugerentes sobre los procesos de centro que contribuyen al éxito escolar. En concreto, las siguientes dimensiones han sido destacadas como relevantes: el sentido de pertenencia al centro, un clima positivo en las relaciones entre alumnado y profesorado, un ambiente organizado y ordenado en base a unas normas y valores conocidos y aplicados coherentemente (Murillo, 2005).

Por su parte, dentro de las aportaciones del enfoque del desarrollo positivo adolescente, el concepto de activos para el desarrollo —*developmental assets*— (Benson, Scales, Hamilton, & Sesman, 2006), propuesto por el Search Institute, resulta especialmente interesante. Dichos activos se refieren a los recursos personales, familiares, escolares o comunitarios que proporcionan a los adolescentes el apoyo y las experiencias necesarios para la promoción de su desarrollo positivo. Así, si en el modelo del déficit se habla de factores de riesgo y de protección para hacer referencia a aquellos factores que hacen más probable o que previenen el surgimiento de problemas o trastornos, en el modelo del desarrollo positivo los

activos son recursos que, más allá de la de la mera prevención de problemas, promueven el desarrollo saludable (Oliva et al., 2008).

Los estudios llevados a cabo por el Search Institute (Scales, Benson, Leffert, & Blyth, 2000) muestran cómo aquellos adolescentes que gozan de un mayor número de recursos o activos presentan un desarrollo más saludable y positivo. En concreto, los activos escolares serían: un clima cálido y seguro, los vínculos con adultos, el sentido de pertenencia a la propia escuela, el establecimiento de límites y normas claras, la promoción de valores positivos, el empoderamiento y participación del alumnado en el entorno escolar, así como las actividades y programas que supongan oportunidades para el desarrollo de competencias socioemocionales.

Así, tras la revisión realizada sobre las dimensiones contempladas en los instrumentos sobre clima escolar, los mencionados activos escolares considerados por el Search Institute, además de las aportaciones de diversos autores sobre los rasgos de los entornos positivos para el desarrollo (Lerner et al., 2005; Roth & Brooks-Gunn, 2003) partimos de un modelo teórico que considera que las escuelas que funcionan como promotoras del desarrollo positivo adolescente se caracterizan por poseer cuatro dimensiones fundamentales:

- (1) La creación de un ‘ambiente positivo’ que represente un clima afectuoso y seguro. Así, algunos estudios han encontrado que este ambiente está relacionado tanto con el rendimiento académico del alumnado (Roeser & Eccles, 1998) como con su bienestar y ajuste psicológico (Cohen et al., 2009).
- (2) El establecimiento de vínculos con la escuela y los educadores del centro es otra dimensión sobre la que existe evidencia empírica como factor relacionado con el desarrollo positivo y ajuste adolescente (McNeely, Nonnemaker, & Blum, 2002).
- (3) La construcción de ‘un entorno educativo estructurado, organizado y coherente’ como guía clara para la regulación del comportamiento del alumnado dentro del centro es otra dimensión relevante para el bienestar y ajuste adolescente (Eccles, Early, Frasier, Belansky, & McCarthy, 1997).
- (4) Por último, la participación del alumnado y la oferta de oportunidades positivas para el desarrollo de la iniciativa y de las competencias adolescentes como un importante activo escolar por su relación con el empoderamiento y ajuste del alumnado (Eccles et al., 1997).

Por tanto, nuestra escala de evaluación de los activos o fortalezas escolares se diseñó en base a las siguientes dimensiones específicas: relaciones entre iguales, seguridad, sentimiento de pertenencia al centro, apoyo percibido del profesorado, claridad de normas, promoción de valores por el profesorado, recursos e instalaciones, actividades ofertadas e influencia percibida por el alumnado en la vida del centro. El objetivo de este trabajo es comprobar si estas dimensiones se ajustaban a nuestro modelo teórico de partida: clima social, vínculos con el centro, claridad de normas y valores; y oportunidades positivas y empoderamiento.

Método

Sujetos

La muestra seleccionada estuvo constituida por un total de 2,400 adolescentes (1,068 chicos y 1,332 chicas) con edades comprendidas entre 12 y 17 años ($M = 14.73$, $DT = 1.25$) que cursaban Educación Secundaria Obligatoria en centros públicos y privados de Andalucía Occidental. En concreto, 20 centros fueron seleccionados de acuerdo a las siguientes variables de corte: (a) tamaño del centro (pequeño: menos de 600 alumno/as, grande: más de 600); (b) nivel socioeconómico de la zona (media-baja y media-alta); (c) tamaño de la población (pequeño: menos de 30,000 habitantes, grande: más de 30,000); (d) titularidad (público o privado). En el caso de las tres primeras variables se seleccionaron 10 centros de cada categoría, mientras que para la titularidad se mantuvo una cuota similar a la proporción existente en los centros andaluces.

En cada centro, cuando existían más de dos líneas de cada nivel educativo — 2º, 3º y 4º de ESO; 1º de Bachillerato y 1º de Ciclos Formativos de Grado Medio — fueron seleccionadas al azar dos aulas entre las existentes. Así resultó que la proporción de alumnado que cursaban ESO constituyó un 80% de la muestra, distribuyéndose de forma bastante homogénea (un 25.5% cursaba 2º de ESO; un 26.8%, 3º de ESO y un 28.7% de 4º de ESO). En los niveles educativos superiores, Bachillerato y Ciclos Formativos de Grado Medio, al igual que sucede en la población de procedencia, la proporción de alumnado fue menor, cursaba un 18.2% 1º de Bachillerato, mientras que el 0.8% del alumnado realizaba el 1er curso de un Ciclo Formativo.

Instrumentos

Escala de evaluación de activos escolares para el desarrollo adolescente positivo: Escala Likert con siete niveles de respuesta en función del grado de acuerdo o desacuerdo, que permite evaluar la percepción de chicos y chicas adolescentes sobre una serie de dimensiones fundamentales de la vida de un centro educativo que tienen que ver con su buen clima y funcionamiento y que suponen fortalezas potencialmente implicadas en el desarrollo positivo adolescente.

La versión preliminar de la escala fue elaborada a partir de una revisión de la literatura pertinente, e incluyó inicialmente 60 ítems seleccionados de instrumentos ya existentes o redactados por el propio equipo investigador en base a las dimensiones de estudio consideradas como relevantes desde un punto de vista teórico.

Con objeto de asegurar tanto la validez de contenido como la validez de campo del instrumento esta primera versión fue sometida a un doble proceso de depuración: juicio de expertos y estudio piloto. De los 60 ítems de la versión preliminar, 45 superaron dicho proceso y fueron incluidos en la escala aplicada a la muestra. En la [Tabla 1](#) se presenta el conjunto de ítems que constituyen la versión inicial de la escala así como la estructura interna esperada de la misma a la luz de la revisión de literatura realizada. Finalmente, los análisis cuantitativos llevados a cabo en este estudio nos llevaron a una versión definitiva del

Tabla 1. Versión inicial de la escala.

Ítem	Redacción Ítem	Ítem	Redacción Ítem
1	Las relaciones entre los alumnos del centro son buenas	24	Los alumnos sabemos cuando algo va en contra de las normas de clase
2	En este centro existe buen rollo entre todos	25	En este centro nos hacen ver que conocer a personas de otras culturas y países es algo que nos enriquece como personas
3	En este centro se hacen muchas amistades	26	En este centro se nos ayuda a respetar y comprender las costumbres de otras culturas y países
4	La mayoría de los alumnos de este centro nos llevamos bien	27	En este centro nos hacen ver la importancia de la igualdad entre hombres y mujeres
5	En este centro todos los compañeros se sienten integrados	28	En este centro se nos enseña a defender que las mujeres tengan las mismas oportunidades que los hombres
6	Algunos compañeros de este centro se sienten amenazados por otros	29	En este centro se nos anima a luchar por causas sociales justas
7	En este centro hay bastantes problemas y peleas fuera de las aulas (recreo, pasillos, servicios, etc.)	30	En el centro existen buenas instalaciones deportivas
8	En este centro hay grupos de alumnos que se dedican a molestar y a meter broncas	31	En el centro hay salas de estudio y espacios para que los alumnos trabajemos en grupo
9	Los profesores consiguen evitar que las discusiones se conviertan en peleas	32	En este centro disponemos de una buena biblioteca
10	En este centro los problemas se solucionan hablando	33	En el centro tenemos una buena aula de informática
11	Este es un buen centro en el que estudiar	34	Podemos practicar muchos deportes en el centro
12	Me cambiaría de centro si pudiera	35	Hay pocos centros en los que haya tantas actividades para alumnos como en el mío
13	Me siento orgulloso de formar parte de este centro	36	En este centro se nos ofrece participar en actividades que se realizan en nuestro barrio o comunidad
14	En este centro me siento muy a gusto	37	Podemos entrar en el centro por las tardes para hacer deporte
15	A mi me gusta bastante este centro	38	En este centro se nos ofrecen bastantes posibilidades de hacer actividades extraescolares
16	Los profesores dedican muy poco tiempo a hablar con los alumnos	39	En este centro se organizan muchas actividades culturales: teatro, conciertos, exposiciones, etc.
17	Cuando hacemos las cosas bien los profesores nos lo dicen	40	En nuestro centro se organizan talleres para aprender algunas cosas de las siguientes: fotografía, música, teatro, danza, informática, etc.

(Continúa)

Tabla 1. (Continuación).

Ítem	Redacción Ítem	Ítem	Redacción Ítem
18	Los profesores reconocen el esfuerzo que realizan los alumnos	41	Los alumnos podemos hacer quejas o sugerencias sobre el funcionamiento del centro
19	Los profesores están disponibles para atender las dudas individuales de cada alumno	42	Algunas de las actividades que se realizan en las clase las proponemos los alumnos
20	En las clases, los profesores nos ayudan cuando tenemos alguna dificultad	43	Los alumnos participamos en la elaboración de las normas de convivencia escolar
21	En mi centro hay reglas sobre lo que los alumnos podemos y no podemos hacer	44	Cuando hay un conflicto, los alumnos opinamos y participamos en su resolución
22	Las normas de comportamiento de este centro son claras y conocidas por todos	45	Los alumnos proponemos algunas celebraciones y actividades del centro y participamos en su organización
23	Todos los alumnos conocemos los límites y normas que hay que respetar en este centro		

Nota: Ítems: 1–5 (Relaciones entre iguales), 6–10 (Seguridad), 11–15 (Pertenencia), 16–20 (Apoyo percibido), 21–24 (Normas), 25–29 (Valores), 30–34 (Recursos), 35–40 (Actividades). 41–45 (Influencia percibida).

instrumento que puede consultarse en la siguiente dirección: www.formajoven.org/AdminFJ/doc_recursos/201241812465364.pdf.

Procedimiento

Tras la depuración inicial de la escala mediante el juicio de expertos y el desarrollo del estudio piloto, la versión de 45 ítems seleccionados se administró a una muestra de adolescentes con objeto de poder realizar un análisis cuantitativo de los ítems así como el estudio de la validez y fiabilidad de la escala.

Los objetivos del estudio fueron explicados previamente a los equipos directivos de los centros elegidos, y una vez obtenida la conformidad para participar en la investigación, se administró la escala durante la jornada escolar por parte de personal entrenado para tal fin por el equipo investigación. Hay que reseñar que las familias fueron informadas previamente por los responsables de los centros y que la participación del alumnado fue voluntaria, asegurándose en todo momento la confidencialidad y el anonimato de sus respuestas.

Análisis de datos

Con el propósito de poder aportar evidencias de validez cruzada la muestra fue aleatoriamente dividida en dos mitades equivalentes. Se realizaron, en un primer

momento, análisis dirigidos al estudio métrico de los ítems y de la dimensionalidad de la escala a partir de una de las mitades (1,200 sujetos) y, posteriormente, análisis dirigidos a la obtención de evidencias de validez cruzada a partir de la otra mitad.

Respecto al estudio métrico de los ítems y la dimensionalidad de la escala se llevaron a cabo tanto análisis métricos de los ítems como análisis correlacionales entre los ítems y los totales corregidos de las dimensiones que pertenecían. A continuación, se procedió a realizar el análisis factorial exploratorio (AFE) mediante el método *de factorización de ejes principales* (una opción muy adecuada para la determinación de los factores latentes que subyacen a la varianza compartida de los ítems) y el procedimiento de rotación oblicua *oblímin directo* (adecuado cuando se asume o conoce correlación entre los factores analizados) (Worthington & Whittaker, 2006). La adecuación de la matriz para realizar el AFE fue testada mediante el test Kaiser-Meyer-Olkin (*KMO*) y se siguieron los criterios de eliminar los ítems con comunalidades inferiores a .40, aquellos cuyo peso factorial más elevado era inferior a .32, los que tenían pesos superiores a .32 en más de un factor, y aquellos en los que la diferencia entre el peso factorial más elevado y el siguiente era inferior a .15 (Worthington & Whittaker, 2006).

Para la aportación de evidencias de validez cruzada se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) en la segunda mitad de la muestra donde se trató de validar la estructura factorial obtenida a partir de la primera mitad. Dicho análisis fue conducido mediante el programa *LISREL 8.71* y con el método de *estimación de máxima probabilidad*.

Finalmente, se llevaron a cabo análisis destinados a estimar la fiabilidad de la versión definitiva de la escala a través del coeficiente de fiabilidad alpha de Cronbach.

Resultados

Análisis métrico de ítems y dimensionalidad de la escala

Un primer paso fue seleccionar aquellos ítems que mejor pusieran de manifiesto las diferencias existentes entre los individuos. Para ello se calculó la desviación típica (*DT*) y el índice de discriminación de cada ítem. El índice de discriminación fue obtenido mediante el coeficiente de correlación entre la puntuación del ítem y la puntuación total del resto de la dimensión a la que pertenece (ver [Tabla 2](#)).

Como puede apreciarse en la [Tabla 2](#) las correlaciones corregidas entre ítem-dimensión revelaron un grado adecuado de homogeneidad, ya que la mayoría de los coeficientes alcanzaron puntuaciones por encima de .60. Las desviaciones tipo también pusieron de manifiesto la adecuación de los ítems al presentar todas ellos desviaciones superiores a la unidad. A la luz de los análisis realizados, y considerando que a mayor índice de discriminación para todos los ítems de una dimensión, mayor es la consistencia interna de la misma, se decidió mantener solo aquellos ítems que presentaran un coeficiente de correlación igual o superior a .55 para asegurar una mayor validez de contenido (Clark & Watson, 2003). Siguiendo

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de los ítems.

Ítems	<i>DT</i>	Correlación ítem — total dimensión	Ítems	<i>DT</i>	Correlación ítem — total dimensión
1	1.22	.63	24	1.37	.58
2	1.39	.67	25	1.61	.66
3	1.19	.52	26	1.56	.72
4	1.25	.63	27	1.28	.72
5	1.52	.50	28	1.30	.65
6	1.59	.55	29	1.41	.68
7	1.63	.58	30	1.77	.58
8	1.69	.57	31	1.70	.62
9	1.69	.22	32	1.61	.61
10	1.62	.48	33	1.76	.59
11	1.52	.59	34	1.71	.65
12	1.94	.57	35	1.69	.54
13	1.59	.72	36	1.78	.45
14	1.39	.73	37	1.99	.43
15	1.55	.79	38	1.77	.64
16	1.73	.37	39	1.87	.56
17	1.49	.56	40	1.88	.59
18	1.43	.66	41	1.76	.50
19	1.52	.61	42	1.69	.56
20	1.23	.64	43	1.89	.60
21	1.37	.26	44	1.75	.57
22	1.39	.68	45	1.79	.62
23	1.44	.66			

este criterio en un primer paso fueron eliminados 10 ítems (3, 5, 9, 10, 16, 21, 35, 36, 37, 41).

Con el fin de explorar la validez de constructo, el siguiente paso fue analizar si los ítems se agrupaban tal y como se había predicho a partir de la revisión teórica (ver [Tabla 3](#)). En ella se puede observar que se han conservado en la versión definitiva solo 30 elementos. Partiendo del conjunto de 35 ítems que habían superado los criterios anteriores, y con la finalidad de dotar a la escala de una mayor consistencia y al mismo tiempo asegurar la variedad de aspectos evaluados y simplificarla para facilitar su aplicación, se optó por seleccionar para la versión definitiva únicamente aquellos tres o cuatro ítems con mayores pesos factoriales en cada uno de los nueve factores obtenidos.

Sobre esos 30 ítems, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con *ejes principales* y rotación *oblimin directo*, para comprobar si el conjunto definitivo de ítems se agrupaban según lo esperado. Un índice $KMO = .89$ puso de manifiesto la adecuación de la matriz para la realización del análisis. La solución factorial obtenida mediante el criterio de retención de factores de Kaiser estuvo formada por nueve factores que explicaban el 69.16% de la varianza. Tras la rotación el primer factor explicó el 27.57% y estaba formado por los cuatro ítems de la dimensión de *valores*. El segundo factor explicó el 8.98% e incluía a los tres ítems

Tabla 3. Matriz factorial rotada definitiva.

Ítems	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9
26.	.85								
25.	.74								
27.	.60								
29.	.52								
8.		.79							
7.		.73							
6.		.70							
23.			.88						
22.			.75						
24.			.69						
15.				.86					
14.				.83					
13.				.77					
32.					.74				
33.					.70				
31.					.65				
34.					.53				
18.						.74			
19.						.70			
20.						.69			
17.						.67			
2.							.79		
1.							.79		
4.							.61		
45.								.75	
44.								.58	
43.								.56	
40.									.77
39.									.67
38.									.50
% de varianza	27.57	8.98	6.08	5.47	5.14	4.79	4.08	3.85	3.20
% acumulado	27.57	36.55	42.62	48.10	53.24	58.03	62.11	65.96	69.15
Autovalores $KMO = .89$	8.27	2.69	1.82	1.64	1.54	1.44	1.22	1.15	1.00

Nota: F1 = Valores; F2 = Seguridad; F3 = Normas; F4 = Pertenencia; F5 = Recursos; F6 = Apoyo; F7 = Relaciones entre iguales; F8 = Influencia percibida; F9 = Actividades; KMO = Kaiser-Meyer-Olkin Test.

de la dimensión de *seguridad*. El tercer factor, explicó el 6.08% y estaba formado por tres ítems referidos a *normas*. El cuarto factor explicó el 5.47% y agrupó a los tres ítems de *pertenencia*. El quinto factor, explicó el 5.14% e incluía a cuatro ítems sobre *recursos*. El sexto factor, explicó el 4.79% y estaba formado por los cuatro ítems de *apoyo*. El séptimo factor, explicó el 4.08% y agrupaba a tres ítems de *relaciones entre iguales*. El octavo factor, explicó un 3.85%, y estaba formado por los tres ítems de la dimensión *influencia percibida*. Finalmente, el noveno factor explicó un 3.20%, e incluyó tres ítems de la dimensión *actividades ofertadas*.

Validez cruzada

Finalmente, considerando que los nueve factores obtenidos estaban relacionados entre sí, pretendíamos obtener una solución factorial más parsimoniosa y, por tanto, más económica y útil en su aplicación y corrección para la investigación. Por ello, los datos fueron sometidos, por un lado, a un análisis factorial confirmatorio para poder evaluar el ajuste del modelo teóricamente previsto de cuatro factores de segundo orden y, por otro, para explorar si el modelo de un solo factor de segundo orden presentaba un mejor ajuste o al menos un buen ajuste, lo que legitimaría la obtención y utilización de una puntuación total de la escala.

La comprobación de ambos modelos plausibles a través del análisis factorial confirmatorio (AFC) se llevó a cabo considerando, como se ha indicado anteriormente, la segunda mitad de la muestra (1,200 sujetos). Dicho análisis fue realizado mediante el programa *LISREL 8.71* y con el método de *estimación de máxima probabilidad*.

Debido a que el valor de χ^2 es muy sensible a pequeñas desviaciones del modelo hipotetizado cuando se trabaja con muestras de gran tamaño, se usaron los siguientes índices para evaluar el ajuste del modelo: *el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA)*, *el índice de bondad de ajuste (GFI)* y *el índice ajustado de bondad de ajuste (AGFI)*, y *el índice de ajuste comparado (CFI)*. El modelo sería considerado con buen ajuste si $RMSEA \leq 0.6$, (Hu & Bentler, 1999) y GFI , $AGFI$ y $CFI > .90$.

Los resultados del análisis confirmatorio respecto al modelo teórico de cuatro factores (clima social, vínculos con el centro, claridad de normas y valores, oportunidades positivas y empoderamiento) pusieron de manifiesto el buen ajuste del modelo propuesto, dado que se obtuvieron los siguientes valores: $RMSEA = .046$; $GFI = .93$; $AGFI = .91$; $CFI = .97$.

A continuación, probamos el ajuste del modelo de un solo factor de segundo orden y se obtuvo también un buen ajuste, pero algo menos adecuado que el modelo teórico anterior. En concreto, los índices obtenidos fueron: $RMSEA = .051$; $GFI = .92$; $AGFI = .90$; $CFI = .97$. Ver [Tabla 4](#) para la comparación de los índices de ambos modelos.

Comparando ambos modelos, el de cuatro factores de segundo orden tiene un mejor ajuste global, presentado mejores índices en todos los casos. Autores como Tabachnick y Fidell (2007) estiman que el $RSMEA$ es el índice más conveniente a

Tabla 4. Comparación de los índices de ajuste de los dos modelos plausibles.

Índices de ajuste	χ^2	<i>GI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>GFI</i>	<i>AGFI</i>	<i>CFI</i>
Modelo de un solo factor de segundo orden	1632.36	396	.051	.92	.90	.97
Modelo cuatro factores de segundo orden	1363.01	390	.046	.93	.91	.97
Diferencia en χ^2	269.35***					

Nota: *RMSEA* = Root mean square of approximation; *GFI* = Goodness of Fit Index; *AGFI* = Adjusted Goodness of Fit Index; *CFI* = Comparative Fit Index; *** $p < .001$.

la hora de comparar varios modelos, considerando un mejor modelo aquel en el que el valor de *RSMEA* sea menor. Además, el modelo de cuatro factores supone una reducción significativa de chi-cuadrado, siendo la diferencia estadísticamente significativa ($p = .001$). Es decir, que de acuerdo con estos criterios de referencia y los mencionados anteriormente, el modelo teórico de cuatro factores presenta un mejor ajuste.

No obstante, dado los buenos índices de ajuste también obtenidos por el modelo de un solo factor de segundo orden, consideramos la posibilidad de probar un nuevo modelo con un factor único de tercer orden. A pesar de que considerábamos previamente difícil el ajuste de tal modelo por su mayor complejidad, encontramos que tal modelo evidenciaba un muy buen ajuste, con índices prácticamente análogos a los obtenidos por el modelo teórico de cuatro factores de segundo orden. En concreto, los índices obtenidos fueron: *RSMEA* = .047; *GFI* = .93; *AGFI* = .91; *CFI* = .97, no existiendo diferencias significativas en chi cuadrado con dicho modelo ($gl = 392$; $\chi^2 = 1389.14$). Finalmente, optamos por el modelo de un factor único de tercer orden, ya que no solo nos permite usar con toda propiedad la puntuación global de la escala, sino que encierra un valor teórico añadido: la agrupación de los cuatro factores teóricamente esperados en un factor global de activos escolares relacionados con el desarrollo adolescente positivo. Los coeficientes factoriales estandarizados de dicho modelo puede ser observados en la [Figura 1](#). Solo hay que apuntar que el factor ‘clima social’ de segundo orden tiene una contribución comparativamente menor que los otros factores al factor único de tercer orden de ‘activos escolares’.

Fiabilidad

La consistencia interna de la versión final de la escala fue estimada a partir de la totalidad de la muestra y mediante el coeficiente alpha de Cronbach. Los resultados mostraron en general la buena fiabilidad de todas las dimensiones (*clima social*, $\alpha = .78$; *vinculos*, $\alpha = .81$; *claridad de normas y valores*, $\alpha = .82$; *oportunidades positivas y empoderamiento*, $\alpha = .83$; *relaciones entre iguales*, $\alpha = .78$; *seguridad*, $\alpha = .78$; *pertenencia*, $\alpha = .87$; *apoyo percibido*, $\alpha = .80$; *normas*, $\alpha = .82$; *valores*, $\alpha = .82$; *recursos*, $\alpha = .78$; *actividades*, $\alpha = .83$; e *influencia percibida*, $\alpha = .73$). El alpha global de la escala en su conjunto fue alto: $\alpha = .90$.

Discusión y conclusiones

Los análisis cuantitativos han llevado a un instrumento para la evaluación de los activos escolares para el desarrollo positivo adolescente, cuya versión definitiva consta de 30 ítems, a través de los cuales se pueden obtener nueve puntuaciones parciales (relaciones entre iguales, seguridad, pertenencia al centro, apoyo percibido del profesorado, normas claras, valores promovidos por el profesorado del centro, recursos e instalaciones del centro, actividades ofertadas, e influencia percibida del alumnado en la vida del centro) y cuatro puntuaciones globales

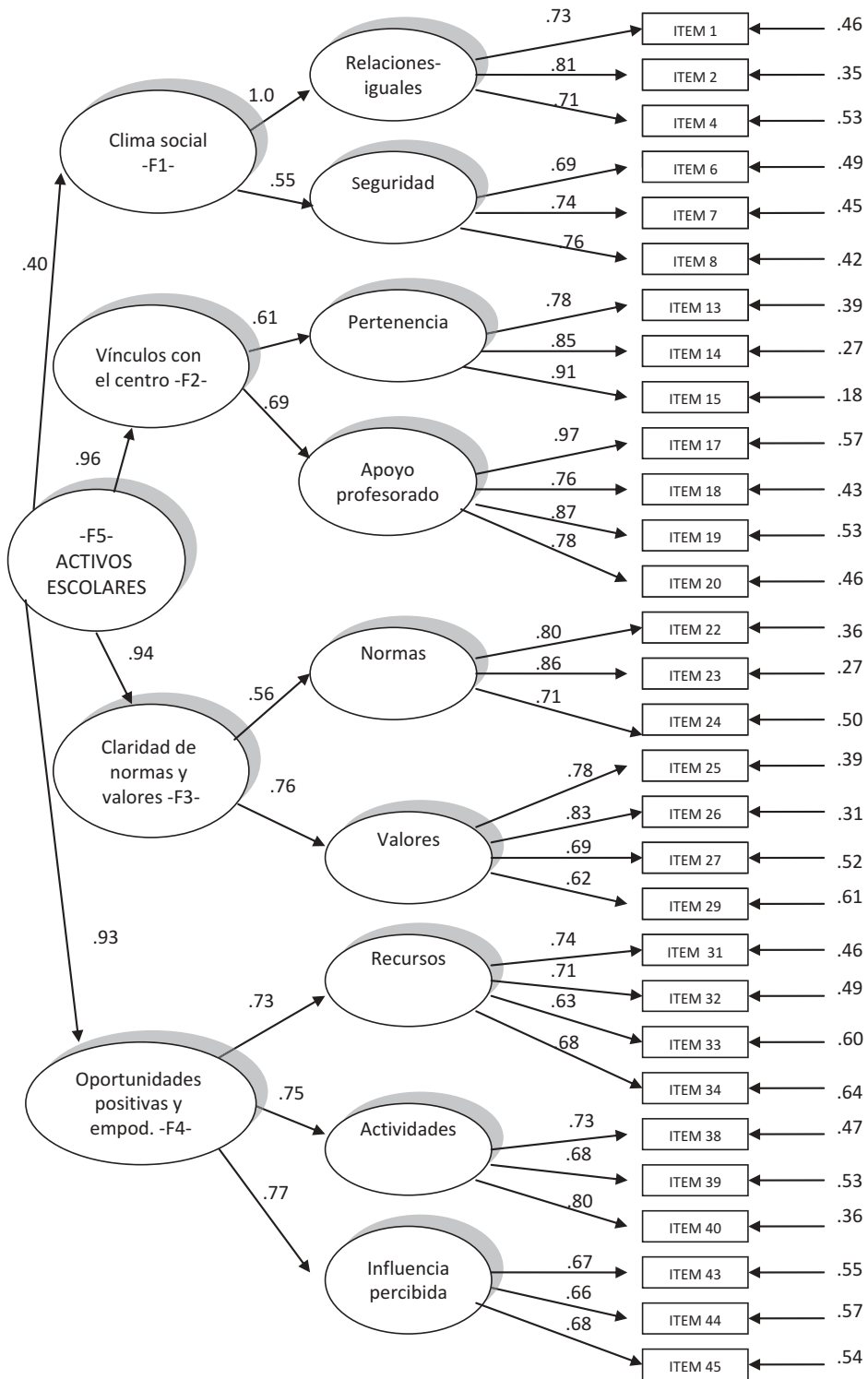


Figura 1. Coeficientes factoriales estandarizados del modelo de un factor único de tercer orden.

(*clima social; vínculos con el centro; claridad de normas y valores; oportunidades positivas y empoderamiento*), además de una puntuación final de *Activos escolares*.

Por un lado, los resultados obtenidos en este estudio han permitido avalar tanto la adecuación de las propiedades métricas de los ítems como la validez y fiabilidad de la escala en su conjunto. El análisis de los ítems muestra que los seleccionados presentan buenos índices de discriminación (Barbero, Vila, & Suárez, 2006). Por su parte, los resultados del AFE realizado con la mitad de la muestra aportan evidencias de validez al instrumento, ya que se obtiene una estructura factorial acorde con el planteamiento inicial (Tabachnick & Fidell, 2007).

Asimismo, gracias a la realización de un AFC, en este estudio también ha sido posible la identificación de agrupaciones de las dimensiones específicas de funcionamiento del centro en cuatro factores de segundo orden: *clima social del centro, vínculos con el centro, claridad de normas y valores y oportunidades positivas y empoderamiento*. El buen ajuste obtenido por dicho modelo es un dato a favor de la validez del modelo teórico de partida que intenta sintetizar el funcionamiento positivo de un centro en cuatro activos escolares fundamentales. Por otra parte, se han obtenido evidencias de validez cruzada así como buenos índices de consistencia interna, tanto para dichos activos escolares tratados de manera independiente como para un único factor global de tercer orden (Clark & Watson, 2003). Aunque no es posible de momento aportar datos de validez predictiva de dichas dimensiones, sostenemos que dichos activos escolares se relacionan con diversos beneficios para el desarrollo y ajuste adolescente, como veremos a continuación. El factor *clima social del centro*, que agrupa aspectos como las buenas relaciones entre iguales y la percepción de seguridad, configura lo que sería la dimensión social-relacional de la vida del alumnado en el centro. Dicho factor ha sido relacionado con efectos positivos en la competencia académica (Roeser & Eccles, 1998) y en el ajuste psicológico o comportamental (Kuperminc, Leadbeater, & Blatt, 2001).

El factor *vínculos con el centro* agrupa las dimensiones de sentido de pertenencia a la escuela y apoyo percibido por parte del profesorado. La importancia del feedback, refuerzo positivo del profesorado hacia el alumnado, y la percepción por parte de los estudiantes de dicho apoyo, fue ya destacado por Moos (1987) o por Wentzel (1997) como ‘apoyo pedagógico percibido’. Las relaciones positivas del alumnado con el profesorado han demostrado ser un importante factor de protección y ajuste positivo en la adolescencia, además de contribuir a la promoción del compromiso con el aprendizaje, el desarrollo de la competencia académica y de actitudes positivas y la satisfacción con la escuela (Wentzel, 1997).

Por su parte, el desarrollo del sentido de pertenencia a la escuela, ya destacado por Goodenow (1993), ha sido ampliamente evidenciado como factor implicado en el éxito escolar y ajuste del alumnado. Así, ha sido relacionado tanto con la motivación y el compromiso con los estudios como con un mejor ajuste comportamental, especialmente entre el alumnado de entornos desfavorecidos (Osterman, 2000).

Ambas dimensiones, los vínculos positivos con el centro —sentido de pertenencia y apoyo percibido— nos informan del denominado ‘clima afectivo’ (Gonder, 1994) o lo que algunos autores han denominado como *school connectedness* —conexión con la escuela (McNeely et al., 2002). En ese sentido, para valorar el clima y funcionamiento positivo de un centro no parece suficiente explorar solo el clima relacional, sino que resulta crucial ir más allá y explorar el clima socioemocional del centro, lo cual supone tener medidas que intenten comprender las experiencias personales de vinculación afectiva con la escuela y con los adultos presentes en ella (Catalano, Haggerty, Oesterle, Fleming, & Hawkins, 2004).

El tercer factor, *claridad de normas y valores*, supone la integración de dos dimensiones relacionadas —normas conocidas por el alumnado y promoción de valores por parte del profesorado— aspectos claramente destacados como ‘atmósfera ordenada’ por Scheerens y Bosker (1997), como ‘expectativas normativas respecto al comportamiento deseable del alumnado’ por Power, Higgins, y Kohlberg (1989) o como ‘contexto regulativo’ por Marjoribanks (1980). Cuando en un contexto la organización es clara y las normas, límites, valores promovidos y expectativas son conocidas por todos, se facilita la integración del alumnado, el ajuste de su comportamiento y la promoción de comportamientos positivos como la prosocialidad (Díaz-Aguado, 1996).

Finalmente, el factor *oportunidades positivas y empoderamiento* recoge las dimensiones de recursos, actividades e influencia percibida por el alumnado en la vida del centro; aspectos que suponen oportunidades potencialmente positivas para el desarrollo adolescente positivo (Oliva et al., 2008). Los recursos (variedad de instalaciones, recursos educativos y espacios para el alumnado) junto con la oferta de actividades extracurriculares del centro, tienen un efecto positivo en el desarrollo de las competencias adolescentes (Eccles, Barber, Stone, & Hunt, 2003; Pertegal, Oliva, & Hernando, 2010). Además, es importante crear un clima de empoderamiento (Roth & Brooks-Gunn, 2003), ya que existen evidencias de que las prácticas muy restrictivas acaban empeorando el clima de centro y afectando negativamente a la conexión y vinculación con la escuela (McNeely et al., 2002). Diversos autores (Díaz-Aguado, 1996; Eccles et al., 1997) insisten en la necesidad de fomentar iniciativas para la democracia participativa de la escuela, las cuales suponen no solo dar oportunidades de participación al alumnado, sino también desarrollar la corresponsabilidad en ciertas esferas de la vida del centro con la consiguiente mejora del clima y de la vinculación con la escuela.

A la luz de los resultados de este estudio se puede concluir que la escala de activos escolares para adolescentes constituye un instrumento de medida válido y fiable que permite explorar un conjunto amplio de dimensiones de un centro educativo de especial relevancia para el desarrollo positivo y ajuste adolescente. No obstante, hay que reconocer algunas limitaciones en el estudio realizado, como el hecho de que se basó exclusivamente en autoinformes, y que la percepción de los adolescentes no tiene porque coincidir con la realidad. A pesar de ello, desde un punto de vista psicológico, es la valoración que chicos y chicas realizan de los activos de su centro educativo lo que tiene más posibilidades de influir sobre su

desarrollo. Conviene señalar que, aunque en este trabajo se han aportado importantes evidencias de validez tanto externa como respecto a la dimensionalidad del instrumento, sería conveniente que investigaciones futuras aporten más resultados que apoyen la validez externa y prospectiva del mismo. Para ello, sería necesario estudiar la relación entre los activos escolares evaluados con nuestra escala y algunos indicadores de competencia y ajuste adolescente.

Acknowledgements / Agradecimientos

This research has been carried out within the *Desarrollo Positivo y Salud Mental Adolescente* (Positive Development and Adolescent Mental Health) project, reference no. 2008/00000239, funded by the Ministry of Health of the Government of Andalusia. / *Esta investigación se ha realizado dentro del proyecto Desarrollo Positivo y Salud Mental Adolescente, con referencia 2008/00000239, financiado por la Consejería de Salud de la Junta de Andalucía.*

References / Referencias

- Barbero, M. I., Vila, E., & Suárez, J. C. (2006). *Psicometría* (2nd ed.). Madrid: UNED.
- Benson, P. L., Scales, P. C., Hamilton, S. F., & Sesman Jr., A. (2006). Positive youth development: Theory, research and applications. In R. M. Lerner (Ed.), *Theoretical models of human development. Volume 1 of handbook of child psychology* (6th ed., pp. 894–941). Hoboken, NJ: Wiley.
- Blum, R. W., McNeely, C. A., & Rinehart, P. M. (2002). *Improving the odds: The untapped power of schools to improve the health of teens*. Minneapolis, MN: University of Minnesota, Center for Adolescent Health and Development.
- Catalano, R. F., Oesterle, S., Fleming, C. B., & Hawkins, J. D. (2004). The importance of bonding to school for healthy development: Findings from the social development research group. *Journal of School Health, 74*, 252–261. doi:10.1111/j.1746-1561.2004.tb08281.x
- Clark, A. L., & Watson, D. (2003). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. In A. D. Kazdin (Ed.), *Methodological issues and strategies in clinical research* (pp. 201–231). Washington, DC: APA.
- Cohen, J., McCabe, L., Michelli, M. N., & Pickeral, T. (2009). School climate: Research, policy, teacher education and practice. *Teachers College Record, 111*, 180–213.
- Díaz-Aguado, M. J. (1996). *Programas de educación para la tolerancia y la prevención de la violencia en los jóvenes*. Madrid: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.
- Eccles, J. S., Barber, B. L., Stone, M., & Hunt, J. (2003). Extracurricular activities and adolescent development. *Journal of Social Issues, 59*, 865–889. doi:10.1046/j.0022-4537.2003.00095.x
- Eccles, J. S., Early, D., Fraser, K., Belansky, E., & McCarthy, K. (1997). The relation of connection, regulation, and support for autonomy to adolescents' functioning. *Journal of Adolescent Research, 12*, 263–286. doi:10.1177/0743554897122007
- Gonder, P. O. (1994). *Improving school climate & culture*. Arlington, VA: American Association of School Administrators.
- Goodenow, C. (1993). The psychological sense of school membership among adolescents: Scale development and educational correlates. *Psychology in the Schools, 30*, 79–90. doi:10.1002/1520-6807(199301)30:1<79::AID-PITS2310300113>3.0.CO;2-X
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*, 1–55. doi:10.1080/10705519909540118

- Kuperminc, G. P., Leadbeater, B. J., & Blatt, S. J. (2001). School social climate and individual differences in vulnerability to psychopathology among middle school students. *Journal of School Psychology, 39*, 141–159. doi:10.1016/S0022-4405(01)00059-0
- Lerner, R. M., Lerner, J. V., Almerigi, J., & Theokas, C. (2005). Positive youth development a view of the issues. *The Journal of Early Adolescence, 25*, 10–16. doi:10.1177/0272431604273211
- Marjoribanks, K. (1980). *School environment scale*. Adelaide: Jan Press.
- McNeely, C. A., Nonnemaker, J. M., & Blum, R. W. (2002). Promoting school connectedness: Evidence from the national longitudinal study of adolescent health. *Journal of School Health, 72*, 138–146. doi:10.1111/j.1746-1561.2002.tb06533.x
- Moos, R. H. (1987). Learning environments in context: Links between school, work and family settings. In B. J. Fraser (Ed.), *The study of learning environments* (Vols 1–16). Perth, Western Australia: Curtin University of Technology.
- Moos, R. H., & Trickett, E. J. (1974). *Classroom environment scale manual*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Murillo, F. J. (2005). *La investigación sobre eficacia escolar*. Barcelona: Octaedro.
- Oliva, A., Hernando, A., Parra, A., Pertegal, M. A., Ríos, M., & Antolín-Suárez, L. (2008). *La promoción del desarrollo adolescente: recursos y estrategias de intervención*. Sevilla: Consejería de Salud, Junta de Andalucía.
- Osterman, K. F. (2000). Students' need for belonging in the school community. *Review of Educational Research, 70*, 323–367. doi:10.3102/00346543070003323
- Pertegal, M.-Á., Oliva, A., & Hernando, Á. (2010). Los programas escolares como promotores del desarrollo positivo adolescente. *Cultura y Educación, 22*, 53–66. doi:10.1174/113564010790935169
- Power, F., Higgins, A., & Kohlberg, L. (1989). *Lawrence Kolberg's approach to moral education*. New York, NY: Columbia University Press.
- Roeser, R. W., & Eccles, J. S. (1998). Adolescents' perceptions of middle school: Relation to longitudinal changes in academic and psychological adjustment. *Journal of Research on Adolescence, 8*, 123–158. doi:10.1207/s15327795jra0801_6
- Roth, J. L., & Brooks-Gunn, J. (2003). What exactly is a youth development program? Answers from research and practice. *Applied Developmental Science, 7*, 94–111. doi:10.1207/S1532480XADS0702_6
- Scales, P. C., Benson, P. L., Leffert, N., & Blyth, D. A. (2000). The contribution of developmental assets to the prediction of thriving among adolescents. *Applied Developmental Science, 4*, 27–46. doi:10.1207/S1532480XADS0401_3
- Scheerens, J., & Bosker, R. J. (1997). *The foundations of educational effectiveness*. Oxford: Elsevier Science.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistic* (5th ed.). Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Trianes, M. V., Blanca, M. J., De la Morena, L., Infante, L., Raya, S., & Muñoz, A. (2006). Un cuestionario para evaluar el clima social del centro escolar. *Psicothema, 18*, 272–277.
- Wentzel, K. (1997). Student motivation in middle school: The role of perceived pedagogical caring. *Journal of Educational Psychology, 89*, 411–419. doi:10.1037/0022-0663.89.3.411
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist, 34*, 806–838. doi:10.1177/0011000006288127