

School and Personal Adjustment in Adolescence: The Role of Academic Self-Concept and Perceived Social Support

Arantzazu Rodríguez-Fernández*, Linda Droguett**,
and Lorena Revuelta*

* UPV/EHU, ** University Arturo Prat (Chile)

Abstract

This study aims to test a structural model which posits that school and personal adjustment (satisfaction with life) during adolescence depend on students' academic self-concept, with perceived social support having an influence on both self-concept and both kinds of adjustment. The study comprised 858 students aged between 12 and 22 from the city of Iquique (Chile). 39.08% were boys and 60.92% girls. The results confirm the importance of family support for both school adjustment and personal adjustment; the same result, however, was not found for support from friends. Also, academic self-concept was found to be a mediating variable associated with school adjustment and, to a lesser extent, with satisfaction with life. The results are discussed from both an educational perspective and in relation to future research.

Keywords: School adjustment, satisfaction with life, academic self-concept, family support, social support.

Resumen

En este trabajo se somete a prueba un modelo estructural según el cual el ajuste escolar y el personal (satisfacción con la vida) durante la adolescencia dependen del autoconcepto académico del alumnado, ejerciendo el apoyo social percibido un efecto tanto sobre dicho autoconcepto como sobre ambos tipos de ajuste. Participaron en el estudio 858 estudiantes, de entre 12 y 22 años, de la ciudad de Iquique (Chile), de los cuales el 39.08% eran hombres mientras que el 60.92% eran mujeres. Los resultados aportan evidencias a favor de la importancia que el apoyo familiar ejerce tanto sobre el ajuste escolar como sobre el ajuste personal mientras que no sucede lo mismo con el apoyo del grupo de amigos; asimismo el autoconcepto académico se muestra como variable mediadora asociada al ajuste escolar y en menor medida a la satisfacción con la vida. Estos datos se discuten tanto desde perspectivas educativas como en orden a futuras investigaciones.

Palabras clave: Ajuste escolar, satisfacción con la vida, autoconcepto académico, apoyo familiar, apoyo social.

Correspondence: Arantzazu Rodríguez-Fernández. Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación. Universidad del País Vasco. 01006 Vitoria-Gasteiz. E-mail: arantzazu.rodriguez@ehu.es

Note: This study forms part of the results obtained within the research project EDU2009-10102 (sub-program EDUC) "Self-concept (multidimensionality and hierarchical structure) and psycho-social adjustment", funded by the MICIN.

Introduction

The ultimate aim of education is to help people to become creative, critical members of the society to which they belong, while at the same time maintaining their unique individuality. In other words, the purpose of the education system is to foster individuals' psycho-social development or, if you like, their personal and social adjustment.

There are many indicators of psycho-social adjustment, but during adolescence the following two are perhaps the most significant: school adjustment (as an index of social adaptation) and satisfaction with life (as a characteristic of personal development). This study assumes school adjustment and satisfaction with life to be the two faces of psycho-social adaptation in adolescent school-goers.

The term school adjustment is taken to mean adaptation to the demands and characteristics of the school system, as well as the degree to which adolescents feel comfortable with, committed to and accepted by the school environment. For its part, satisfaction with life is manifested as a positive global judgment made by individuals of the path their life has taken (Campbell, Converse, & Rodgers, 1976; Diener, 1994; Rodríguez & Goñi, 2011; Veenhoven, 1994), regardless of the objective conditions of their current situation (Tarazona, 2005). It is desirable for both these goals (school adjustment and satisfaction

with life) to be achieved during adolescence in a concurrent and complementary fashion.

While satisfaction with life has aroused a certain degree of interest in (mainly) the fields of sport and clinical psychology, it is only recently that it has begun to be researched from psycho-educational perspectives (Moreno & Vera, 2011), and the relationship which exists between this concept and school adjustment is as yet largely unknown.

Self-concept, on the other hand, has been widely studied, particularly as regards its positive relationship with academic performance (Bernardo, 2002); however, the results of research into the relationship between self-concept and psycho-social development (Fuentes, García, Gracia, & Lila, 2011) are still relatively recent and not yet fully conclusive, especially as regards the social adjustment of students in the classroom (Martínez-Antón, Buelga, & Cava, 2007). Although evidently, adaptive behavior during adolescence is better explained when a broad range of variables (such as emotional intelligence, social skills and motivation) are taken into consideration, given its central role in psychology, self-concept is a variable that researchers simply cannot afford to overlook.

In any case, no comprehensive explanation of human behavior can be provided unless contextual factors are taken into consideration. And one acceptable way of exploring the context in which individu-

als live is through perceived social support, understood as the assessment made by individuals of the interpersonal links that connect them with their family, friends and other people in their environment. Direct relationships have been found between self-concept and the social support provided by both friends and family (Torres, Pompa, Meza, Ancer, & González, 2010). It has also been observed that both the relational climate at school, particularly in the presence of direct and indirect violence (Cava, Buelga, Musitu, & Murgui, 2010) and family climate (Herrero, Estévez, & Musitu, 2005; Martín, Muñoz de Bustillo, & Pérez, 2011; Musitu & Cava, 2003; Musitu, Martínez-Ferrer, & Murgui, 2006) play a vital role in the psycho-social adjustment of school children. Less is known, however, about the role played in

said adjustment by social support provided by friends.

In short, it is clear that new data have come to light recently in relation to all of the themes focused on in this study, both individually and as regards their relationship with each other. It is also clear that studies focusing on social adaptation have started to take into consideration both intra-individual characteristics and contextual factors, an approach which, given the multi-causal nature of human behavior, requires further exploration and development.

The aim of this study was to analyze psycho-social adjustment (school adjustment and satisfaction with life) during adolescence in accordance with both academic self-concept and perceived social support (from family and friends). The structural model being tested (cf. figure 1) is based on approaches

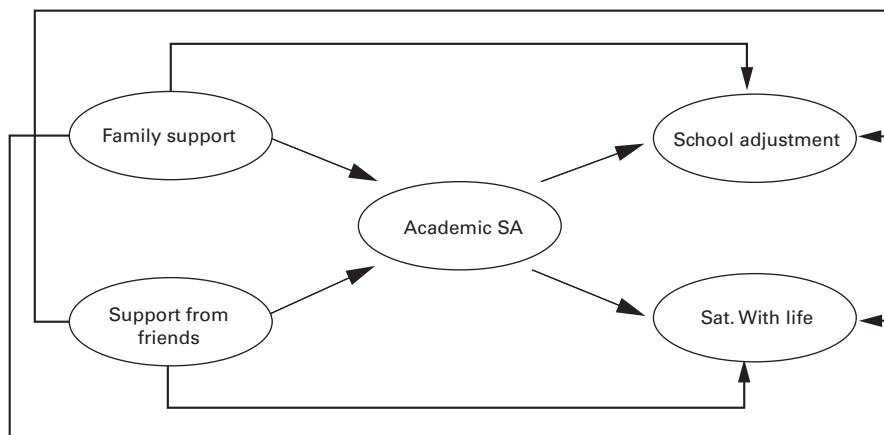


Figure 1. Conceptual diagram of the initial model.

broadly sustained by the principal psychological theories, according to which, both individual characteristics and environmental factors must be taken into account in any explanation of human behavior. It is true that extreme behaviorist approaches have claimed that intra-individual constructs are unable to explain any behavior in accordance with environmental contingencies. However, the majority consensus in the field of psychology is to recognize both constructivism, with its defense of the active role of the subject, and cultural psychology, with its insistence on the force of culture and society. The challenge then, above and beyond philosophical and epistemological debates, is to empirically verify the weight of these different factors (contextual and intra-individual) in any explanation of behavior - in this case school adjustment.

The hypothesis upon which the design was based was that school adjustment variables depend on academic self-concept and that school and personal adjustment, and academic self-concept, are influenced in turn by the social climate (in the family and peer group) perceived by adolescents.

Method

Participants

Participants were selected in accordance with the stratified random sampling method; in other words,

following a random selection of diverse schools, a number of classes were chosen within those schools.

A total of 858 adolescents aged between 12 and 22 participated in the study. However, due to deficiencies in the responses given to the questionnaires, as well as to the elimination of outliers, the final sample group consisted of 796 individuals, of which 311 were boys (39.08%) and 485 girls (60.92%). All participants were students at diverse state schools in the city of Iquique (Chile), from mid-level social-cultural backgrounds. The mean age of participants was 17.43 ($SD = 2.65$) years.

Variables and measurement instruments

School adjustment was assessed using the School Adjustment Questionnaire (Moral, Sánchez-Sosa, & Villarreal-González, 2010), which consists of 10 items. The factorial solution revealed three factors: school integration (adaptation), academic performance and academic expectations. *School integration* indicates the individual's adjustment to the school environment; *performance* refers to the extent to which they are happy with their grades; and *academic expectation* is linked to their intention to continue studying. Although an acceptable global reliability score was obtained for the questionnaire, assessed by means of the alpha parameter ($\alpha = .76$), the data for the sample used in the study

indicate that: (a) together, these three factors explain 62.40% of the variance; and (b) as regards the global reliability of the questionnaire calculated using the saturations of the items in their respective factors, both the composite reliability ($= .932$) and the somewhat more conservative McDonald's omega reliability ($= .930$) offer excellent reliability indexes, with a mean extracted variance of $= 0.59$, which is therefore adequate.

To assess *satisfaction with life*, the Spanish language version of the *Satisfaction With Life Scale* (SWLS) devised by Diener, Emmons, Larsen, and Griffin (1985) and validated by Atienza, Pons, Balaguer and García-Merita (2000) was used. The SWLS is a five-item scale which presents respondents with a series of statements regarding their global judgment of their own lives. Participants respond on a 7-point Likert-type scale which ranges from 1 = *completely disagree* to 7 = *completely agree*. The percentage of total variance explained by the Spanish language version is 53.7%, and the internal consistency index is $\alpha = .84$, with the construct validity also being satisfactory. In the case of the sample group used in this present study, the percentage of total variance explained was slightly higher: 60.95%. Both the composite reliability and the McDonald's omega reliability of the global questionnaire had an index of .88, with a mean extracted variance of 0.61.

Perceived social support was calculated using the Social Sup-

port Questionnaire (Landro & González, 2008), which consists of 15 items drafted in question form, to which participants respond on a 5-point Likert-type scale, with 1 = never and 5 = always. Of the 15 items, 8 referred to family support, while the other 7 referred to support from friends. Together, the items explained 56% of the variance and had a composite reliability of .91 for family support and .89 for support from friends, both of which indicate a good reliability level for the questionnaire. Also, the mean variance obtained was found to be adequate (with a value of .55). All these data were calculated with the sample group used in this research project.

Academic self-concept was assessed using the scale of the same name contained in the AF5 Questionnaire by García, and Musitu (2001) and consisting of a total of 6 items. Although the authors of the AF5 questionnaire calculated an internal global consistency of $\alpha = .815$, that corresponding to academic self-concept was found to be $= .88$ (García, Musitu, & Veiga, 2006). Nevertheless, although some later studies confirm this reliability level (Tomás & Oliver, 2004), others found slightly lower indexes of around $\alpha = .72$ and $\alpha = .75$, in accordance with sex (Esnaola, Rodríguez, & Goñi, 2011). In both cases, however, the confirmatory factorial analysis indicates the suitability of the academic self-concept scale of said

questionnaire. The composite reliability obtained from the saturations provided by the exploratory factorial analysis of the questionnaire carried out for the purposes of this study proved adequate, having a value of .91, with a mean extracted variance of = 0.62.

Procedure

The questionnaires were administered to participants during school hours in the classroom, with all members of the class completing them at the same time. The response time oscillated between twenty minutes and half an hour.

The following steps were taken to avoid any bias in the data that may have called the validity of the results into question. Firstly, in order to avoid the contamination of responses in subsequent questionnaires due to the answers given in the first ones, a random intra-group equiweighting was carried out; in other words, different sequences of questionnaires were administered to the different classes selected. Secondly, the single-blind criterion was followed in order to ensure that participants remained unaware of the purpose of the research project, thus avoiding responses which aimed to coincide with the hypotheses established by the researchers. Finally, the anonymity of the responses provided and the voluntary nature of participation in the research project were ensured in order to reduce social desirability bias.

Results

Like all methods involving structural models, the complete structural regression model analysis procedure accepts the assumptions of multivariate normality in relation to the variables studied. Following the multiple imputation of the missing values, the analysis of normality (both univariate and multivariate) of the responses given to the questionnaires indicated that all the items used possess both types of normality.

Prior to the complete structural regression model analysis, a Pearson correlation analysis was conducted between the variables observed in the study, with the aim of detecting any possible relationships which might exist between them. Since no expectations existed regarding the nature of the relationship, the bilateral critical level was selected in all the correlational analyses carried out; also, those cases in which the subject did not respond to one of the paired variables were also eliminated, in order to eliminate from the correlation coefficient calculations those cases with a missing value in either of the two variables being correlated. Finally, an analysis of means and standard deviations was also carried out for all the observed variables. The results of both analyses are presented in tables 2 and 1, respectively.

In relation to the means and deviations of the observed variables (table 1), those corresponding to

Table 1
Means and Standard Deviations of the Observed Variables

Observed variable	<i>M</i>	<i>SD</i>
A1	75.34	19.45
A6	65.91	24.11
A11	61.62	24.91
A16	60.40	25.93
A21	69.56	23.32
A26	62.90	24.53
SS1	4.00	1.18
SS2	4.39	0.92
SS3	4.18	1.04
SS4	4.22	0.95
SS12	3.98	1.09
SS13	3.61	1.28
SA1	4.53	1.00
SA5	4.19	1.10
SA7	4.98	1.25
SA10	4.20	1.49
SL1	3.10	0.72
SL2	2.74	0.80
SL4	2.97	0.83

Legend: A = academic self-concept; SS = Social support; SA = School adjustment; SL = Satisfaction with life.

items assessing academic self-concept oscillated between $M = 62.90$ and $M = 75.33$, with a standard deviation of between 19.45 and 25.93 in a range of possible responses from 0 to 100. For both social support and school adjustment, the mean score was around 4, with standard deviations of around 1, with the exception of two school adjustment items (SA1 and SA7) whose means were 4.53 and 4.98 respectively, with the possible response range being 1 to

5 for social support and 1 to 6 for school adjustment. Somewhat lower were the means for the three items which assessed satisfaction with life, which scored between 2.75 and 3.10, with standard deviations of around 0.80.

As shown in table 2, all the variables observed were found to correlate significantly with each other: $p < .001$ or $p < .01$, with the exception of those variables which assessed social support from friends (SS2 and SS4), which were only found to have significant interrelations ($p < .001$) with satisfaction with life and a single item (A16) of academic self-concept ($r = .096$; $p < .001$ and $r = .119$; $p < .001$ respectively). A greater number of significant correlations were observed for the third social support item (SS12), which in this case was found to interrelate with school adjustment, except as regards item SA10 ($r = .036$; $p > .05$). One of the three items used to assess satisfaction with life (SL2) was found not to correlate significantly with two items of school adjustment: SA7 ($r = .050$; $p > .05$) and SA10 ($r = .017$ $p > .05$); and another of the items, SL1, was found not to correlate significantly with SA7 ($r = .064$; $p > .05$).

The number of variables included in this model (based on the different items contained in the questionnaires used) totaled 38 observed variables and 5 latent variables. This number is too high and fails to comply with the parsimo-

Table 2
Matrix of Correlations Between Observed Variables

	SS1	SS2	SS3	SS4	SS12	SS13	A1	A6	A11	A16	A21	A26	SA1	SA5	SA7	SA10	SL1	SL2	SL4	
SS1	1																			
SS2	.313**	1																		
SS3	.712**	.327**	1																	
SS4	.280**	.728**	.388**	1																
SS12	.283**	.512**	.305**	.555**	1															
SS13	.544**	.222**	.568**	.275**	.293**	1														
A1	.097**	.027	.112**	-.001	.022	.075*	1													
A6	.087*	.046	.079*	.024	.045	.107**	.507**	1												
A11	.072*	-.024	.107**	-.046	.047	.084*	.489**	.509**	1											
A16	.082*	.096**	.087*	.119**	.119**	.118**	.326**	.535**	.358**	1										
A21	.104**	.030	.123**	.013	.055	.103**	.588**	.628**	.566**	.423**	1									
A26	.086*	.034	.099**	.029	.070*	.131**	.507**	.701**	.556**	.618**	.618**	1								
SA1	.155**	.066	.198**	.055	.091*	.153**	.456**	.498**	.393**	.305**	.591**	.488**	1							
SA5	.056	.061	.116**	.035	.127**	.110**	.412**	.490**	.343**	.335**	.508**	.483**	.555**	1						
SA7	.171**	.073*	.110**	.074*	.109**	.117**	.194**	.199**	.190**	.218**	.200**	.180**	.225**	.213**	1					
SA10	.170**	.004	.120**	.011	.036	.141**	.254**	.205**	.255**	.224**	.280**	.249**	.283**	.199**	.298**	1				
SL1	.226**	.142**	.185**	.135**	.129**	.226**	.140**	.151**	.117**	.112**	.176**	.149**	.211**	.172**	.064	.118**	1			
SL2	.158**	.104**	.166**	.123**	.113**	.156**	.112**	.147**	.145**	.141**	.189**	.174**	.178**	.152**	.050	.017	.321**	1		
SL4	.142**	.112**	.170**	.120**	.120**	.166**	.092**	.122**	.131**	.050	.166**	.135**	.151**	.125**	.073*	.136**	.289**	.332**	1	

Legend: SS = Social support; A = Academic self-concept; SA = School adjustment; SL = Satisfaction with life. ** $p < .001$ (bilateral).

niousness required by the type of statistical methodology used. Consequently, in those scales made up by more than 3-4 items (family support, support from friends and satisfaction with life), only those three items with the highest saturation indexes for their own scale were chosen. The only exception to this was the self-concept variable, for which all 6 items which make up the original scale were kept. In order to guarantee that the item parcels selected correctly represented the dimensions for which they had been chosen, their unidimensionality was tested. The results obtained using SPSS 18 for Windows confirmed unidimensionality in all cases.

In the case of family support, the KMO was only .70, although if we bear in mind the fact that this parcel contained only three items, the KMO is adequate, with a Bartlett sphericity index of 916.99 ($p < .001$). Also, the only factor extracted from the exploratory factorial analysis was found to explain 73.98% of the total variance, a value much higher than the 45% habitually established as the acceptable limit. Much the same occurred with social support from friends, for which the KMO was .69 and the Bartlett sphericity index was 918.357 ($p < .001$). This factorial analysis demonstrated the unidimensionality of the three items chosen, with this single factor explaining 73.39% of the total variance.

The four items selected to assess school adjustment (one for

each factor in the *School adjustment* scale, chosen in accordance with the highest saturation level for their own factor, with the exception of the *school integration* factor, for which 2 items were chosen) together form a single factor. The factorial analysis revealed a KMO of .65, with a Bartlett sphericity index of 460.45 ($p < .001$) and total explained variance of 47.20%. Finally, the lowest KMO was found for the Satisfaction with life scale (only .631), although the Bartlett sphericity index was adequate (Bartlett = .64; $p < .001$). Again, all the items selected were found to be unidimensional, with the percentage of variance explained being 54.29%.

In short, it can be asserted that each parcel of items selected for family support, support from friends, school adjustment and satisfaction with life assesses the factor for which it was selected in a unidimensional manner, thus guaranteeing that each of the indicators is measured by a single dimension.

Figure 2 shows the standardized estimated parameters of the model tested, obtained following the relevant structural regression analyses using the LISREL 8.8 program (Jöreskog & Sörbom, 2006), and the extraction of the corresponding coefficient.

The parameters resulting (see table 3) indicate that the model proposed initially correctly fits the empirical data, although as we shall see later on, it could be improved by certain adjustments. The Root

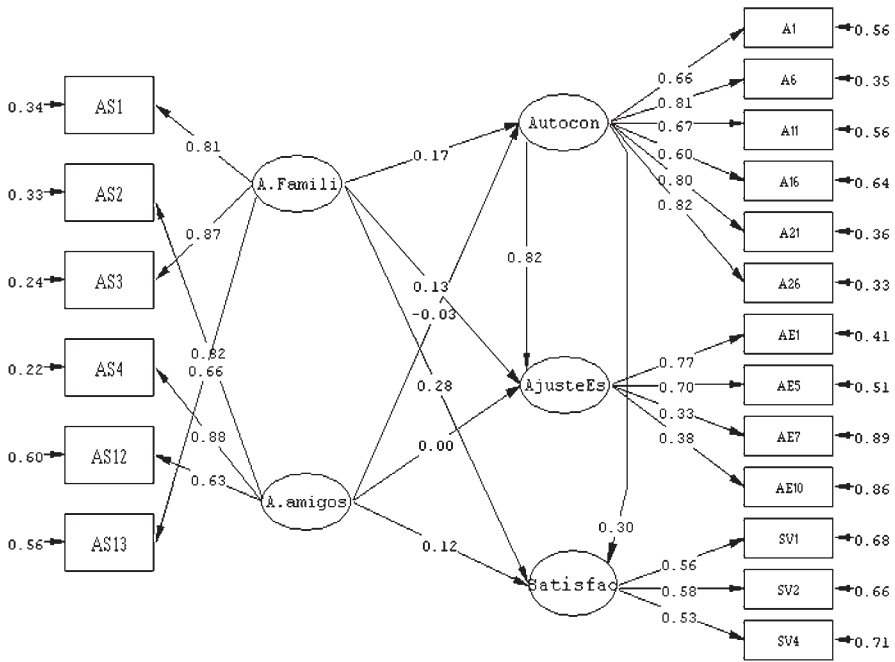


Figure 2. Representation of the standardized parameters of the initial structural model.

Table 3

Fitness Parameters of the Initial and Final Models

	Chi-Squared / df	RMSEA (90% confidence interval for RMSEA)	ECVI (90% confidence interval for ECVI)	NNFI	CFI	SRMR
I.M.	446.36 / 143 = 3.12	.052 (.046-.057)	.681 (.605-.766)	.967	.973	.038
F.M.	417.40 / 145 = 2.87	.051 (.045-.056)	.676 (.601-.761)	.968	.973	.038
Dif.	28.96 / 2 = 14.18					

Legend: I.M. = Initial model; F.M. = Final model.

Mean Square Error Aproximation (RMSEA) value = .052 and its confidence interval (.05) reaffirm the model's adequacy, indicating a reasonable degree of fit very close to the accepted good fit value of .05. Similarly, both the Non-Normed Fit Index (NNFI = .97) and the Comparative Fit Index (CFI = .97) should be as close as possible to 1, with values of over .90 or .95 being indicative of good fit (Schumacker and Lomax, 2010); in this case, both parameters reached these established values. Finally, the size of the standardized residuals (SRMR) was .038, with values below .05 indicating good fit. And although bearing in mind the degrees of freedom ($df = 143$), the chi-squared value ($\chi^2 = 446.36$) has an associated p of $6.52635E-33$, and therefore contradicts the null hypothesis that, globally considered, the model fits the empirical data, the fact that the rest of the parameters were found to have adequate values enables us to assert that the proposed model correctly fits the data.

An initial analysis of the results of the structural regression model indicates, therefore, that the initial model works correctly, although it could be improved by certain adjustments. The positive or negative nature of the estimated parameters coincide with the established hypotheses, with social support from both family and friends being positively related with the other latent variables included in the model; the same occurs with both academic

self-concept and social and personal adjustment. Also, the error variances are all positive, which indicates the absence of inappropriate estimations. The results also revealed that all the parameters were significantly different from zero. Finally, the R^2 values (the majority of which oscillate between .35 and .78) suggest that the observed variables are reasonably adequate measures of the latent variables expressed in the model.

In relation to the latent variables, only the endogenous latent variable called *school adjustment* is substantially explained ($R^2 = .717$) by the proposed exogenous independent latent variables, although *support from friends* was found not to be significant in this explanation, since its structural regression coefficient was 0.00 ($t = 0.10$; $p > .05$). As regards *satisfaction with life*, together, *support from friends*, *family support* and degree of *academic self-concept* explain only 24% of the variance ($R^2 = .245$). Finally, in relation to *academic self-concept*, which is only significantly explained by *family support* and never by *support from friends* (structural regression coefficient = $-.03$; $t = -.72$; $p > .05$), only 2.6% of the variance was explained ($R^2 = .0258$).

In short, based on the results obtained from the structural regression model proposed, it was decided to adjust the initial model hypothesized, eliminating all non-significant paths, namely the prediction of support from friends both as re-

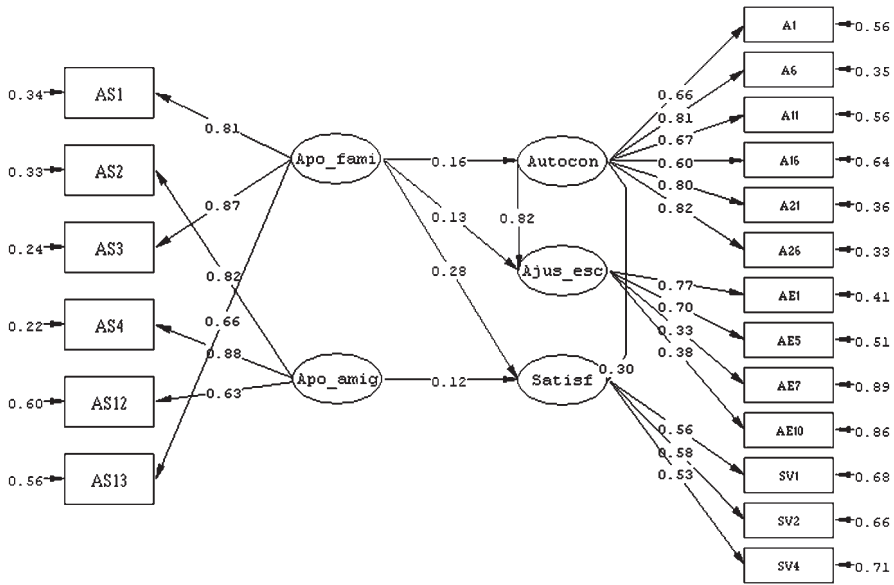


Figure 3. Representation of the standardized parameters of the final structural model.

guards academic self-concept and school adjustment. The results are presented in table 3 and figure 3.

These data indicate that, following the changes, the model's goodness of fit is slightly better, since while the rest of the parameters remain stable, the chi-squared / degrees of freedom ratio ($417.40 / 145 = 2.87$) is observed to have improved in comparison with the initial model, the RMSEA is slightly lower ($RMSEA = .051$) and the NNFI parameter is slightly higher. However, the difference in the relationship between the chi-squared ($\Delta = 28$) and the degrees of freedom ($\Delta = 2$) has an associ-

ated P of $5.14536E-07$, which indicates a lack of any significant differences between the two models.

As regards the independent endogenous variables, *family support* was found to be significantly related to *school adjustment*. Both a direct (structural regression coefficient = $.13$) and an indirect effect were observed on school adjustment, mediated by the more or less positive level of academic self-concept (structural regression coefficient of family support on academic self-concept = $.16$, and of academic self-concept on school adjustment = $.82$), which gives a degree of incidence of $.139$, when

mediated by self-concept. Therefore, bearing in mind the values of both the direct and indirect effects, the total effect of *family support* on *school adjustment* is .27.

For its part, *support from friends* only explains satisfaction with life at a very weak level (structural regression coefficient = .12), with no influence of any kind being observed on either academic self-concept or school adjustment.

As regards the dependent endogenous variables, *satisfaction with life* is explained directly by *family support* (structural regression coefficient = .28) and by *support from friends* (regression coefficient = .12), and indirectly by *academic self-concept* (structural regression coefficient = .30), mediated by *family support* (regression coefficient = .16); the total effect of the rest of the proposed endogenous variables on *satisfaction with life* is therefore .45.

School adjustment is directly explained to a considerable degree by *academic self-concept* (regression coefficient = .82), as well as by *family support* (structural regression coefficient = .13). Moreover, however, perceptions of one's own academic competence function as a mediating variable of family support, with a total indirect effect of .14. In other words, *family support* explains, both alone and as a result of its effect on *academic self-concept*, the greater or lesser degree of perceived school adjustment, with its total effect on said *school adjust-*

ment being .27. However, it is important to note that this endogenous variable is not significantly determined by *support from friends* (regression coefficient = .00; $p > .05$).

In short, the most notable results obtained are as follows: a) family support is related to a similar degree to both satisfaction with life and academic self-concept. However, when the interaction between the two variables is taken into account, the effect of family support on satisfaction with life is notably reduced, giving a final value of .05. Again, and as with the previous case, the function of self-concept seems to be more important in the event of scarce family support; b) support from friends is not related to either academic self-concept or school adjustment, although it does correlate with satisfaction with life; c) academic self-concept is closely related to school adjustment, with this variable gaining .80 for every point gained in academic self-concept; and d) academic self-concept is more closely related to school adjustment than to satisfaction with life.

Finally, the data analyses were concluded by conducting Pearson correlation tests on the possible relationships existing between the latent variables of the study, i.e. support from friends, family support, academic self-concept, school adjustment and satisfaction with life (see table 4).

The results obtained from the correlations confirm that revealed

Table 4

Matrix of Correlations Between All the Variables Included in the Study

Variables	1	2	3	4	5
1. Support from friends	1				
2. Family support	.436**	1			
3. Academic self-concept	.066	.146**	1		
4. School adjustment	.177**	.219**	.461**	1	
5. Satisfaction with life	.205**	.332**	.210**	.277**	1

** $p < .001$ (bilateral).

earlier by the complete structural regression models. Thus, *family support* is more closely correlated with personal adjustment, in this case with *satisfaction with life* ($r = .332$, $p < .001$) than with *school adjustment* ($r = .219$, $p < .001$) or *academic self-concept* ($r = .146$, $p < .001$). A different pattern is observed in relation to the variable *support from friends*, which while correlating highly with *satisfaction with life* ($r = .332$, $p < .001$), was not found to have any statistically significant relationship *academic self-concept* ($r = .066$, $p < .05$). Although in the structural regression model no effect was found of support from friends on school adjustment, in this case a correlation was observed which, while weak, was nevertheless significant ($r = .219$, $p < .001$).

For its part, *academic self-concept* was found to have statistically significant relationships with both *school adjustment* and personal adjustment (*satisfaction with life*), although the correlation with former ($r = .461$, $p < .001$) is notably higher

than the relationship with the latter ($r = .210$, $p < .001$).

Finally, the Pearson correlation between personal adjustment (measured through *satisfaction with life*) and *school adjustment* was found to be both positive and statistically significant ($r = .277$, $p < .001$).

Discussion

For decades, psychoeducational research has given priority to psychological variables (intelligence, academic self-concept, personality) when attempting to explain academic performance and school learning. The importance of other educational activities was not, of course, denied, but research into social and emotional variables, such as school adjustment, social climate and others, was late in coming, and it is only recently that adequate measurement instruments for these variables have been developed.

Also, the progress made in statistical and computer science now

enables increasingly complex analyses to be carried out. In addition to exploring relationships between successive pairs of variables, these analyses have now begun to develop structural models in which we can identify the specific weight of different variables, as well as the nature and direction of the influences which exist between them. The simultaneous consideration of different factors does justice to the complexity of human behavior and to the numerous influences which affect it, while at the same time, highlights the difficulties involved in integrating so many factors into a global, comprehensive explanation.

This piece of research reveals the existence of a certain degree of independence between *school adjustment* and *satisfaction with life*. Including satisfaction with life as an important variable in psychoeducational studies makes a lot of sense, since feeling satisfied with what one does and what one is may be interpreted as a major achievement in personal development, an achievement which should be fostered and enhanced through education. Satisfaction with life consists of a feeling of wellbeing in relation to oneself, and is different in this sense from approval-disapproval or degree of satisfaction with the objective conditions of one's life (Diener, 1994); people with a high level of personal satisfaction manifest an important trait of psychosocial adjustment which nevertheless has only a weak association

with school adjustment. We cannot, therefore, conclude that one of these educational achievements necessarily leads to the other, or in other words, that an adaptive response to the demands of the school environment leads to personal wellbeing. Indeed, psychoeducational intervention should consider the two objectives independently of each other.

Academic self-concept is revealed as a decisive variable in psychosocial adjustment during adolescence, although its influence on school adjustment is particularly strong, while its effect on satisfaction with life is somewhat weaker. Thus, this provides empirical evidence attesting to the mediating function of academic self-concept in the relationship between adolescents' social-family context and their personal and school adjustment; and given that the development of self-concept may be fostered by education, its importance in this field should be highlighted.

Assuming the suitability of using a multidimensional perspective of self-concept in relation to adolescents' psychosocial adjustment (Martínez-Antón et al., 2007), the model verified in this study may be further clarified and enriched in future research by including other domains of self-concept instead of academic self-concept. Thus, we could verify whether the model functions in a similar manner with physical self-concept, social self-concept or personal self-concept as indicators -

a reasonable expectation bearing in mind the relationship found between physical self-perceptions and eating disorders (Goñi & Rodríguez, 2007; Goñi & Rodríguez, 2007) and between personal self-perceptions and satisfaction with life (Goñi, Madañaga, Axpe, & Goñi, 2011).

The results of this study reveal that *social support* (from both family and friends) has a major influence on *satisfaction with life*. However, an important difference is observed between family support and support from friends. This unequal influence exerted by the family and peer-group contexts on psychosocial adaptation during adolescence provides much food for thought. In general, while a correspondence has been observed be-

tween family adjustment and school adjustment, the social climate of adolescent friendship groups does not seem to be related to school adjustment. In other words, the feeling of belonging to and being accepted by an adolescent group of friends is linked to personal wellbeing, but has no bearing on school adjustment: school and friends appear to be two independent areas of belonging and life. This finding is most likely a reflection of the sociological situation of the city and country in which this study was conducted, and should therefore be contrasted in the future with data from other sociological contexts; however, it deserves to remain in the spotlight due to the key role played by peer relationships during adolescence.

References

- Atienza, F. L., Pons, D., Balaguer, I., & García-Merita, M. (2000). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en adolescentes. *Psicothema*, *12*(2), 314-319. doi: 10.1016/j.regg.2009.01.002.
- Bernardo, A. (2002). Inducción parental a la autorregulación, autoconcepto y rendimiento académico. *Psicothema*, *14*(4), 853-860.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *37*, 62-83. doi: 10.1111/j.2044-8317.1984.tb00789.x.
- Campbell, A., Convergence, P. E., & Rodgers, W. L. (1976). *The quality of American life: Perceptions, evaluations and satisfactions*. New York: Russell Sage Foundation.
- Cava, M. J., Buelga, S., Musitu, G., & Murgui, S. (2010). Violencia escolar entre adolescentes y sus implicaciones en el ajuste psicosocial: un estudio longitudinal. *Revista de Psicodidáctica*, *15*(1), 21-34.
- Diener, E. (1994). Bienestar subjetivo. *Intervención Psicosocial*, *3*(8), 67-113.

- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75. doi: 10.1207/s15327752jpa4901_13.
- Esnaola, I., Rodríguez, A., y Goñi, E. (2010). Body dissatisfaction and perceived sociocultural pressures: gender and age difference. *Salud Mental*, 33(1), 21-29.
- Esnaola, I., Rodríguez, A., & Goñi, E. (2011). Propiedades psicométricas del cuestionario de autoconcepto AF5. *Anales de Psicología*, 27(1), 109-117. doi: 10.6018/analesps.27.1.113531.
- Estévez, E., Musitu, G., & Herrero, J. (2005). El rol de la comunicación familiar y del ajuste escolar en la salud mental del adolescente. *Salud Mental*, 28(4), 81-89.
- Fuentes, M. C., García, J. F., Gracia, E., & Lila, M. (2011). Autoconcepto y ajuste psicosocial en la adolescencia. *Psicothema*, 25(1), 7-12.
- García, F., & Musitu, G. (2001). *Test AF5*. Madrid: Tea.
- García, J. F., Musitu, G., & Veiga, F. (2006). Autoconcepto en adultos de España y Portugal. *Psicothema*, 18(3), 551-556.
- Goñi, A., & Rodríguez, A. (2004). Trastornos de la conducta alimentaria, práctica deportiva y autoconcepto físico en adolescentes. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 32(1), 29-36.
- Goñi, A., & Rodríguez, A. (2007). Variables associated with de risk of eating disorders in adolescence. *Salud Mental*, 30(4), 16-21.
- Goñi, E., Madariaga, J. M., Axpe, I., & Goñi, A. (2011). Structure of the Personal Self-Concept (PSC) Questionnaire. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 11(3), 509-522.
- Herrero, J., Estévez, E., & Musitu, G. (2005). El rol de la comunicación familiar y del ajuste escolar en la salud mental del adolescente. *Salud Mental*, 28(4), 81-89.
- Hu, L. T., Bentler, P. M., & Kano, Y. (1992). Can test statistics in covariance structure analysis be trusted? *Psychological Bulletin*, 112, 351-362. doi: 10.1037/0033-2909.112.2.351.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). *LISREL 8.8 for Windows [Computer software]*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Landero, R., & González, M. (2008). *Escala de Apoyo Social Percibido de Familia y Amigos (AFA)*. Documento interno de la Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León.
- Martín, E., Muñoz de Bustillo, M., & Pérez, N. (2011). Las relaciones de amistad en la escuela de los menores en acogimiento residencial. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 351-366.
- Martínez-Antón, M., Buelga, S., & Cava, M. J. (2007). La satisfacción con la vida en la adolescencia y su relación con la autoestima y el ajuste escolar. *Anuario de Psicología*, 38(2), 293-303.
- Moral, J., Sánchez-Sosa, J. J., & Villareal-González, M. E. (2010). Desarrollo de una escala multidimensional breve de ajuste escolar. *Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 15(1), 1-11.
- Moreno, J. A., & Vera J. A. (2011). Modelo causal de la satisfacción con la vida en estudiantes adolescentes. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 367-380.
- Musitu, G., Martínez-Ferrer, B., & Murgui, S. (2006). Conflicto marital, apoyo parental y ajuste escolar en adolescentes. *Anuario de Psicología*, 37(3), 249-261.

- Musitu, G., & Cava, M. (2003). El rol del apoyo social en el ajuste de los adolescentes. *Intervención Psicosocial*, 12(2), 179-192.
- Rodríguez, A., & Goñi, A. (2011). La estructura tridimensional del bienestar subjetivo. *Anales de Psicología*, 27(2), 327-332. doi: 10.6018/analesps.27.2.122931.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514. doi: 10.1007/BF02296192.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling*. New York: Routledge.
- Tarazona, D. (2005). Autoestima, satisfacción con la vida y condiciones de habitabilidad en estudiantes de quinto año de media. Un estudio factorial según pobreza y sexo. *Revista de Investigación en Psicología*, 8(2), 57-65.
- Tomás, J. M., & Oliver, A. (2004). Análisis psicométrico confirmatorio de una medida multidimensional del autoconcepto en español. *Revista Interamericana de Psicología*, 38(2), 285-293.
- Torres, G. F., Pompa, E. G., Meza, C. P., Ancer, L. E., & González, M. T. (2010). Relación entre autoconcepto y apoyo social en estudiantes universitarios. *Daena: International Journal of Good Science*, 5(2), 298-307.
- Veenhoven, R. (1994). Is happiness a trait? Tests of the theory that a better society does not make us any happier. *Social Indicators Research*, 32, 101-162. doi: 10.1007/BF01078732.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with non-normal variables. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modelling: concepts, issues and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA, USA: Sage.

Arantzazu Rodríguez-Fernández is an Assistant Doctorate Lecturer at the Department of Developmental Psychology and Education, at the University of the Basque Country. She develops her investigative labor inside the group of investigation PSIKOR (www.pikor.es). Her principal area of research focuses on self-concept, particularly physical self-concept, in relation to variables such as physical activity, psychological wellbeing and satisfaction with life, as well as in relation to eating disorders. She has published various papers on this last question in high-impact journals.

Linda Droguett-Latorre is a secondary school teacher in the city of Iquique (Chile). She recently defended her doctoral thesis on the issue explored in this paper at the University of the Basque Country.

Lorena Revuelta-Revuelta is a trainee researcher at the University of the Basque Country. She develops her investigative labor inside the group of investigation PSIKOR (www.pikor.es). Her doctoral thesis aims to test an explanatory structural model of physical activity during adolescence, taking into consideration a wide range of motivational and socio-demographic variables.

Received date: 04-10-2011

Review date: 07-11-2011

Accepted date: 06-12-2012

Ajuste escolar y personal en la adolescencia: el papel del autoconcepto académico y del apoyo social percibido

Arantzazu Rodríguez-Fernández*, Linda Droguett**,
y Lorena Revuelta*

* UPV/EHU, ** Universidad Arturo Prat (Chile)

Resumen

En este trabajo se somete a prueba un modelo estructural según el cual el ajuste escolar y el personal (satisfacción con la vida) durante la adolescencia dependen del autoconcepto académico del alumnado, ejerciendo el apoyo social percibido un efecto tanto sobre dicho autoconcepto como sobre ambos tipos de ajuste. Participaron en el estudio 858 estudiantes de entre 12 y 22 años, de la ciudad de Iquique (Chile), de los cuales el 39.08% eran hombres mientras que el 60.92% eran mujeres. Los resultados aportan evidencias a favor de la importancia que el apoyo familiar ejerce tanto sobre el ajuste escolar como sobre el ajuste personal, mientras que no sucede lo mismo con el apoyo del grupo de amigos; asimismo el autoconcepto académico se muestra como variable mediadora asociada al ajuste escolar y en menor medida a la satisfacción con la vida. Estos datos se discuten tanto desde perspectivas educativas como en orden a futuras investigaciones.

Palabras clave: Ajuste escolar, satisfacción con la vida, autoconcepto académico, apoyo familiar, apoyo social.

Abstract

This study aims to test a structural model which posits that school and personal adjustment (satisfaction with life) during adolescence depend on students' academic self-concept, with perceived social support having an influence on both self-concept and psycho-social adjustment. The study comprised 858 students aged between 12 and 22 from the city of Iquique (Chile). 39.08% were boys and 60.92% girls. The results confirm the importance of family support for both school adjustment and personal adjustment; the same result, however, was not found for support from friends. Also, academic self-concept was found to be a mediating variable associated with school adjustment and, to a lesser extent, satisfaction with life. The results are discussed from both an educational perspective and in relation to future research.

Keywords: School adjustment, satisfaction with life, academic self-concept, family support, social support.

Correspondencia: Arantzazu Rodríguez-Fernández. Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación. Universidad del País Vasco. 01006 Vitoria-Gasteiz. E-mail: arantzazu.rodriquez@ehu.es

Nota: Este trabajo forma parte de los resultados obtenidos dentro del proyecto de investigación EDU2009-10102 (subprograma EDUC) «Autoconcepto (multidimensionalidad y estructura jerárquica) y ajuste psicosocial» subvencionado por el MICIN.

Introducción

La finalidad última de la educación es ayudar a que las personas se integren de forma creativa y crítica en la sociedad a la que pertenecen, manteniendo su singularidad individual. Dicho de otra manera, la función del sistema educativo es fomentar el desarrollo psicosocial de las personas o, si se prefiere, su ajuste tanto personal como social.

Muchos son los indicadores del ajuste psicosocial, pero en la adolescencia pueden elegirse como muy significativos los dos siguientes: el ajuste escolar, en cuanto índice de adaptación social, y la satisfacción con la vida, como característica de desarrollo personal. En este estudio se asume que el ajuste escolar y la satisfacción con la vida vienen a ser el anverso y reverso de la adaptación psicosocial de los escolares adolescentes.

Por ajuste escolar se entiende la adaptación a las demandas y a las características del sistema escolar, así como el grado en que los adolescentes se sienten cómodos, comprometidos y aceptados en el ámbito escolar. La satisfacción con la vida, por su parte, se manifiesta en forma de un juicio global positivo que las personas hacen de su trayectoria vital (Campbell, Converse, y Rodgers, 1976; Diener, 1994; Rodríguez y Goñi, 2011; Veenhoven, 1994), con cierta independencia de las condiciones objetivas de vida (Tarazona, 2005). Sería deseable que en la adolescencia se alcanzasen ambos lo-

gros (el ajuste escolar y la satisfacción con la vida) de forma conjunta y complementaria.

La satisfacción con la vida ha venido interesando, en particular, a la psicología del deporte y a la psicología clínica, pero solo recientemente empieza a ser investigada desde perspectivas psicoeducativas (Moreno y Vera, 2011) desconociéndose en buena medida por el momento la relación que la satisfacción con la vida mantiene con el ajuste escolar.

El autoconcepto, en cambio, ha sido ampliamente estudiado, especialmente en su relación positiva con respecto al rendimiento académico (Bernardo, 2002); sin embargo, son relativamente recientes y aún no plenamente concluyentes los resultados de las investigaciones sobre la relación del autoconcepto con el desarrollo psicosocial (Fuentes, García, Gracia, y Lila, 2011) y, en particular, con el ajuste social del alumnado en el aula (Martínez-Antón, Buelga, y Cava, 2007). Es obvio, desde luego, que el comportamiento adaptativo durante la adolescencia queda mejor explicado cuando se toma en cuenta un amplio número de variables (como la inteligencia emocional, las habilidades sociales o la motivación) pero el autoconcepto, dada su gran centralidad psicológica, es de obligada inclusión.

En cualquier caso, no cabe esperar una explicación cabal de la conducta humana si no se consideran los factores contextuales. Y una

manera aceptable de acercarse al contexto de las personas lo proporciona el apoyo social percibido, entendiendo por tal la apreciación que cada persona hace de los lazos interpersonales que le unen con la familia, con las amistades y con otros individuos. Se han verificado relaciones directas entre el autoconcepto y el apoyo social, tanto de las amistades como de la familia (Torres, Pompa, Meza, Ancer, y González, 2010). Se sabe asimismo que en el ajuste psicosocial de los escolares juega un papel muy importante tanto el clima relacional escolar, en particular cuando padecen violencia directa e indirecta (Cava, Buelga, Musitu, y Murgui, 2010), como el clima familiar (Herrero, Estévez, y Musitu, 2005; Martín, Muñoz de Bustillo, y Pérez, 2011; Musitu y Cava, 2003; Musitu, Martínez-Ferrer, y Murgui, 2006). Se sabe menos, en cambio, sobre el papel que juega en dicho ajuste el apoyo social de las amistades.

Queda claro, en definitiva, que sobre cada uno de los tópicos de este estudio, y sobre la relación entre pares de ellos, se está obteniendo nueva información en los últimos tiempos; y es asimismo constatable que los estudios que tratan de explicar la adaptación social empiezan a considerar conjuntamente tanto las características intraindividuales como los factores contextuales siendo éste un camino por el que se precisa avanzar dada la naturaleza multicausal del comportamiento humano.

El presente estudio tiene como objetivo analizar el ajuste psicosocial durante la adolescencia (ajuste escolar y satisfacción con la vida) en función tanto del autoconcepto académico como del apoyo social (familia y amistades) percibido por parte de los escolares adolescentes. El modelo estructural que se propone someter a prueba (cf. figura 1) deriva de planteamientos ampliamente sustentados por las principales teorías psicológicas, según las cuales en la explicación de la conducta humana resulta imprescindible tomar en consideración tanto las características individuales como los factores ambientales. Ciertamente es que desde planteamientos conductistas extremos se llegó a postular la futilidad de los constructos intraindividuales frente a la posibilidad de explicar toda conducta en función de las contingencias ambientales. Sin embargo, el consenso mayoritario en psicología apuesta por un reconocimiento tanto del constructivismo, y su defensa del papel activo del sujeto, como de la psicología cultural, con su insistencia en la fuerza de la cultura y de la sociedad. El reto está, más allá de las discusiones filosóficas y epistemológicas, en comprobar empíricamente el peso que unos y otros factores, los contextuales y los intraindividuales, ejercen en la explicación de la conducta, en este caso, del ajuste escolar.

Su hipótesis de partida es que las variables de ajuste escolar dependen del autoconcepto académico

llarreal-González, 2010) que consta de 10 ítems. La solución factorial extrajo tres factores: la integración (adaptación) escolar, el rendimiento académico y las expectativas académicas. La *integración escolar* indica el ajuste al medio escolar; el *rendimiento* se refiere al grado de conformidad con los resultados escolares; la *expectativa académica* tiene que ver con la intención de continuar los estudios. Aunque los autores extrajeron una aceptable fiabilidad global del cuestionario evaluada a través del parámetro alfa ($\alpha = .76$), los datos de la muestra utilizada en este estudio indican que: (a) estos tres factores en su conjunto llegan a explicar el 62.40% de la varianza; y (b) en cuanto a la fiabilidad global del cuestionario extraída a partir de las saturaciones de los ítems en sus respectivos factores, tanto la fiabilidad compuesta = .932 como la fiabilidad omega de McDonald (algo más conservadora que la anterior) = .930 ofrecen unos índices excelentes de fiabilidad, con una varianza media extractada = 0.59, y por tanto adecuada.

Para evaluar la *satisfacción con la vida* se utiliza la versión castellana, validada por Atienza, Pons, Balaguer, y García-Merita (2000) de la *Satisfaction With Life Scale* (SWLS), de Diener, Emmons, Larsen, y Griffin (1985). La SWLS es una escala de cinco ítems en forma de afirmaciones acerca del juicio global que cada cual hace de su propia vida, con un formato de respuesta en escala Likert de 7 grados

que oscila desde 1 = *completamente en desacuerdo* a 7 = *completamente de acuerdo*. El porcentaje de varianza total explicada por la versión castellana es de 53.7% y el índice de consistencia interna $\alpha = .84$ resultando también la validez de constructo satisfactoria. En el caso de la muestra del presente trabajo, el porcentaje de varianza total explicada supera ligeramente dicho valor, pues se sitúa en el 60.95%. Tanto la fiabilidad compuesta como la fiabilidad omega de McDonald del cuestionario global ofreció un índice de .88, con una varianza media extractada = 0.61.

El *apoyo social percibido* se calcula a partir de las respuestas al Cuestionario de Apoyo Social (Lanero y González, 2008), compuesto por 15 ítems redactados en forma interrogativa a los que se responde en una escala Likert de 5 grados, donde 1 = *nunca* y 5 = *siempre*. De los 15 ítems, 8 se refieren al apoyo de la familia y los otros 7 restantes al apoyo de los amigos. El total de ítems llegan a explicar un 56% de la varianza y ofrecen una fiabilidad compuesta para el apoyo familiar = .91 y para el apoyo de los amigos de .89, ambas indicativas de una buena fiabilidad del cuestionario. Asimismo, la varianza media extractada resultó ser adecuada, pues alcanzó el valor 0.55, datos todos ellos calculados con la muestra de esta investigación.

El *autoconcepto académico* fue evaluado con la escala del mismo nombre contenida en el Cuestiona-

rio AF5 de García y Musitu (2001) y compuesta por un total de 6 ítems. Mientras que la consistencia interna global del cuestionario AF5 los autores la sitúan en un $\alpha = .815$, la correspondiente al autoconcepto académico resultó ser $\alpha = .88$ (García, Musitu, y Veiga, 2006). No obstante, aunque algunos estudios posteriores confirman este nivel de fiabilidad (Tomás y Oliver, 2004), otros trabajos encuentran unos índices ligeramente más bajos, en torno a $\alpha = .72$ y $\alpha = .75$ en función del sexo (Esnaola, Rodríguez, y Goñi, 2011). Ahora bien, en ambos casos el análisis factorial confirmatorio indica la idoneidad de la escala autoconcepto académico de dicho cuestionario. Extraída la fiabilidad compuesta a partir de las saturaciones ofrecidas por el análisis factorial exploratorio del cuestionario realizado para este estudio, se puede decir que resultó buena, pues alcanza el valor .91, con una varianza media extractada = 0.62.

Procedimiento

Se administró la batería de cuestionarios a los participantes dentro del horario de clase y en las propias aulas, de forma que se aplicaba al mismo tiempo a todo el alumnado integrante de un mismo aula. El tiempo de respuesta al conjunto de cuestionarios osciló entre los veinte y treinta minutos.

Para evitar que los datos tuviesen sesgos que pusiesen en cuestión su validez, se adoptaron las siguientes

medidas. En primer lugar, a fin de impedir la contaminación de las respuestas en los posteriores cuestionarios en función de las respuestas dadas a los primeros, se realizó la equiponderación intragrupo aleatoria, es decir, se administraron distintas secuencias de cuestionarios a las distintas clases seleccionadas. En segundo lugar, se siguió el criterio de ciego único, evitando que las personas participantes conociesen la finalidad de la investigación y paliar de este modo respuestas en la dirección de las hipótesis de los investigadores. Finalmente, se aseguró el anonimato de las respuestas así como la participación totalmente voluntaria en la investigación, en orden a paliar la tendencia de deseabilidad social en las respuestas.

Resultados

El procedimiento de análisis de modelos de regresión estructural completo, como toda la metodología de modelos estructurales, asume los supuestos de normalidad multivariada de las variables. Tras la imputación múltiple de los valores perdidos, el análisis de la normalidad, tanto univariada como multivariada, de las respuestas dadas a los cuestionarios indica que todos los ítems utilizados poseen ambos tipos de normalidad.

Con carácter previo al análisis del modelo completo de regresión estructural, se realiza un análisis de correlaciones Pearson entre las va-

riables observadas del estudio con el fin de esclarecer las posibles relaciones existentes entre ellas. En todos los análisis de correlaciones llevados a cabo se selecciona el nivel crítico bilateral al no existir expectativas sobre la dirección de la relación; se procede también a la exclusión de casos según pareja, a fin de eliminar de los cálculos del coeficiente de correlación los casos con algún valor perdido en alguna de las dos variables que se fueran

a correlacionar. Asimismo, también se realiza un análisis de las medias y desviaciones estándar de todas las variables observadas. Los resultados de ambos análisis se presentan en las tablas 2 y 1 respectivamente.

Con respecto a las puntuaciones medias y desviaciones de las variables observadas (tabla 1), las correspondientes a los ítems que evalúan el autoconcepto académico oscilan entre $M = 62.90$ y $M = 75.33$, con una desviación de entre 19.45 y 25.93 en un rango de posibles respuestas de 0 a 100. Tanto para el apoyo social como para el ajuste escolar, la puntuación media ronda los cuatro puntos con desviaciones típicas en torno al punto, con excepción de dos ítems de ajuste escolar (AE1 y AE7) cuyas medias son 4.53 y 4.98 respectivamente, habiendo sido el posible rango de respuesta de entre 1 y 5 para el apoyo social y de entre 1 y 6 puntos para el ajuste escolar. Algo más bajas son las medias de los tres ítems que evalúan satisfacción con la vida, con puntuaciones que oscilan entre 2.75 y 3.10 con desviaciones típicas entorno al 0.80.

Tal como se puede observar en la tabla 2, todas las variables observadas presentan correlaciones significativas entre sí a nivel de $p < .001$ o $p < .01$, excepto las variables que evalúan el apoyo social de los amigos (AS2 y AS4), quienes sólo presentan interrelaciones significativas ($p < .001$) con la satisfacción con la vida y con un único ítem (A16) de autoconcepto académico ($r = .096$;

Tabla 1

Medias y Desviaciones Estándar de las Variables Observadas

Variable observada	<i>M</i>	<i>DT</i>
A1	75.34	19.45
A6	65.91	24.11
A11	61.62	24.91
A16	60.40	25.93
A21	69.56	23.32
A26	62.90	24.53
AS1	4.00	1.18
AS2	4.39	0.92
AS3	4.18	1.04
AS4	4.22	0.95
AS12	3.98	1.09
AS13	3.61	1.28
AE1	4.53	1.00
AE5	4.19	1.10
AE7	4.98	1.25
AE10	4.20	1.49
SV1	3.10	0.72
SV2	2.74	0.80
SV4	2.97	0.83

Leyenda: A = Autoconcepto académico; AS = Apoyo social; AE = Ajuste escolar; SV = Satisfacción con la vida.

Tabla 2
Matriz de Correlaciones entre las Variables Observadas

	AS1	AS2	AS3	AS4	AS12	AS13	A1	A6	A11	A16	A21	A26	AE1	AE5	AE7	AE10	SV1	SV2	SV4	
AS1	1																			
AS2	.313**	1																		
AS3	.712**	.327**	1																	
AS4	.280**	.728**	.388**	1																
AS12	.283**	.512**	.305**	.555**	1															
AS13	.544**	.222**	.568**	.275**	.293**	1														
A1	.097**	.027	.112**	-.001	.022	.075*	1													
A6	.087*	.046	.079*	.024	.045	.107**	.507**	1												
A11	.072*	-.024	.107**	-.046	.047	.084*	.489**	.509**	1											
A16	.082*	.096**	.087*	.119**	.119**	.118**	.326**	.535**	.358**	1										
A21	.104**	.030	.123**	.013	.055	.103**	.588**	.628**	.566**	.423**	1									
A26	.086*	.034	.099**	.029	.070*	.131**	.507**	.701**	.556**	.618**	.618**	1								
SA1	.155**	.066	.198**	.055	.091*	.153**	.456**	.498**	.393**	.305**	.591**	.488**	1							
SA5	.056	.061	.116**	.035	.127**	.110**	.412**	.490**	.343**	.335**	.508**	.483**	.555**	1						
SA7	.171**	.073*	.110**	.074*	.109**	.117**	.194**	.199**	.190**	.218**	.200**	.180**	.225**	.213**	1					
SA10	.170**	.004	.120**	.011	.036	.141**	.254**	.205**	.255**	.224**	.280**	.249**	.283**	.199**	.298**	1				
SL1	.226**	.142**	.185**	.135**	.129**	.226**	.140**	.151**	.117**	.112**	.176**	.149**	.211**	.172**	.064	.118**	1			
SL2	.158**	.104**	.166**	.123**	.113**	.156**	.112**	.147**	.145**	.141**	.189**	.174**	.178**	.152**	.050	.017	.321**	1		
SL4	.142**	.112**	.170**	.120**	.120**	.166**	.092**	.122**	.131**	.050	.166**	.135**	.151**	.125**	.073*	.136**	.289**	.332**	1	

Leyenda: AS = Apoyo social; A = Autoconcepto académico; AE = Ajuste escolar; SV = Satisfacción con la vida. ** $p < .001$ (bilateral).

$p < .001$ y $r = .119$; $p < .001$ respectivamente). Mayor número de correlaciones significativas ha revelado el tercer ítem de apoyo social (AS12), pues en su caso sí está interrelacionado con el ajuste escolar, salvo con el ítem AE10 ($r = .036$; $p < .05$). Por su parte, uno de los tres ítems utilizados para evaluar la satisfacción con la vida (SV2) no correlacionan significativamente con dos ítems de ajuste escolar: con AE7 ($r = .050$; $p > .05$) y AE10 ($r = .017$ $p < .05$); y otro de los ítems SV1 tampoco lo hace con AE7 ($r = .064$; $p < .05$).

El número de variables incluidas en el modelo completo de regresión estructural que se va a someter a prueba, a tenor de los distintos ítems constitutivos de los cuestionarios utilizados, se eleva a 38 variables observadas y a 5 variables latentes. Este número resulta excesivamente elevado y contrario a la parsimonia que requiere el tipo de metodología estadística a emplear. En consecuencia, en aquellas escalas que están compuestas por un número superior a 3-4 ítems (apoyo de la familia, apoyo de los amigos y satisfacción con la vida), se ha optado por escoger únicamente los tres ítems que mayores índices de saturación han revelado para con su propia escala, exceptuando la variable autoconcepto para la que se mantienen los 6 ítems que conforman la escala original. Ahora bien, para poder garantizar que los grupos de ítems seleccionados (parcels) representan correctamente las dimensiones para las que se han escogido,

es necesario probar la unidimensionalidad de los mismos. Los resultados obtenidos a partir del SPSS 18 para Windows confirman la unidimensionalidad en todos los casos.

Para el caso del apoyo de la familia, el KMO se sitúa tan sólo en el valor .70, pero si tenemos en cuenta que este factor lo integran únicamente tres ítems, el KMO resulta ser adecuado, con un índice de esfericidad de Bartlett = 916.99 ($p < .001$). Asimismo, el único factor extraído en el análisis factorial exploratorio llega a explicar un 73.98% de la varianza total, muy por encima del 45% habitualmente estimado como límite aceptable. Algo similar ocurre con el apoyo social de los amigos, donde el KMO se sitúa en .69 y el índice de esfericidad de Bartlett = 918.357 ($p < .001$). Este análisis factorial ha demostrado la unidimensionalidad de los tres ítems escogidos, llegando a explicar este único factor un total de 73.39% de la varianza total.

También los cuatro ítems seleccionados para evaluar el ajuste escolar (uno por cada factor de la escala *Ajuste escolar*, escogidos siguiendo el criterio de la mayor saturación en su propio factor, a excepción del factor *Integración escolar* para el que se escogieron 2 ítems) conforman un único factor. El análisis factorial del mismo extrae un KMO de .65, con un índice de esfericidad de Bartlett = 460.45 ($p < .001$) y una varianza total explicada = 47.20%. Por último la escala Satisfacción con la vida es la que menor KMO

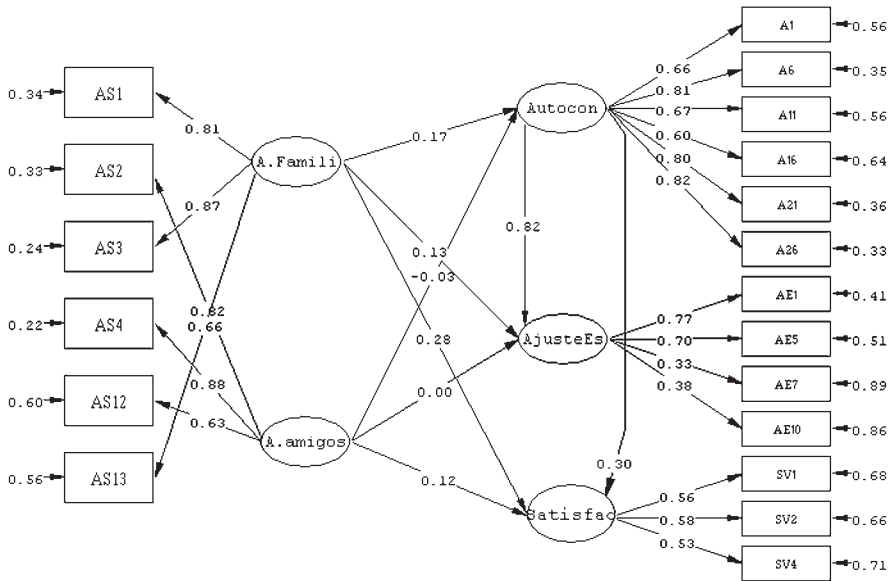


Figura 2. Representación de los parámetros estandarizados del modelo estructural inicial.

presenta (únicamente .631), pero su índice de esfericidad de Bartlett resulta adecuado (Bartlett = .64; $p < .001$). De nuevo se muestra la unidimensionalidad de los ítems seleccionados con un porcentaje del 54.29% de la varianza explicada.

En síntesis, puede afirmarse que cada grupo de ítems seleccionados tanto para el apoyo de la familia como para el de los amigos, para el ajuste escolar o para la satisfacción con la vida, evalúan de forma unidimensional el factor para el que fueron seleccionados, por lo que se garantiza que cada uno de los indicadores está medido por una única dimensión.

Tras los oportunos análisis de regresión estructural mediante el programa LISREL 8.8 (Jöreskog y Sörbom, 2006) y una vez extraídos los correspondientes coeficientes, los parámetros estandarizados estimados del modelo sometido a prueba se exponen en la figura 2.

Los parámetros resultantes (ver tabla 3) indican que el modelo planteado inicialmente ajusta correctamente a los datos empíricos, si bien, como más adelante se comprobará, mejoraría con la introducción de algunos ajustes. El valor de la media cuadrática del error de aproximación (RMSEA) = .052 y su intervalo de confianza (el cual contiene

Tabla 3

Parámetros de Ajuste de los Modelos Inicial y Final

	Chi-Squared / df	RMSEA (90% confidence interval for RMSEA)	ECVI (90% confidence interval for ECVI)	NNFI	CFI	SRMR
M.I.	446.36 / 143 = 3.12	.052 (.046-.057)	.681 (.605-.766)	.967	.973	.038
M.F.	417.40 / 145 = 2.87	.051 (.045-.056)	.676 (.601-.761)	.968	.973	.038
Dif.	28.96 / 2 = 14.18					

Leyenda: M.I. = Modelo inicial; M.F. = Modelo final.

el valor .05) reafirman la idoneidad del modelo, indicando un grado de ajuste razonable muy próximo al valor .05 indicativo de un buen ajuste. En la misma línea, tanto los parámetros Non-Normed Fit Index (NNFI = .97) como el Comparative Fit Index (CFI = .97) deben ser lo más cercano posible a 1, siendo indicativos de un buen ajuste los que superen el valor .90 o .95 (Schumacker y Lomax, 2010); en este caso, los dos parámetros alcanzan tales valores. Finalmente, en cuanto al tamaño de los residuos estandarizados (SRMR), éste ha sido de .038, siendo valores inferiores a .05 los que indican un buen ajuste. Y aunque el valor de ji-cuadrado ($\chi^2 = 446.36$), teniendo en cuenta los grados de libertad ($df = 143$) presenta asociada una $p = 6.52635E-33$, y por tanto induce a rechazar la hipótesis nula de que el modelo considerado globalmente ajusta a los datos empíricos, el hecho de que

el resto de parámetros hayan ofrecido valores adecuados, permite afirmar que el modelo propuesto ajusta correctamente a los datos.

Un primer análisis de los resultados del modelo de regresión estructural indica, por tanto, que el modelo inicial funciona correctamente, si bien mejoraría con la realización de determinados ajustes. Los signos de los parámetros estimados concuerdan con las hipótesis planteadas, de forma que el apoyo social, tanto de la familia como de los amigos se relaciona de forma positiva con el resto de variables latentes planteadas en el modelo; y lo mismo ocurre tanto con el autoconcepto académico como con el ajuste escolar y personal. A su vez, las varianzas de error son todas de signo positivo, lo que revela la ausencia de estimaciones inapropiadas. También, se comprueba que todos los parámetros son significativamente distintos de cero. Finalmente, los valores de R^2 , la ma-

yoría de los cuales oscilan entre .35 y .78, sugieren que las variables observadas son medidas razonablemente adecuadas de las variables latentes expresadas en el modelo.

Ahora bien, con respecto a las variables latentes, únicamente la variable latente endógena denominada *ajuste escolar* es explicada de forma sustancial ($R^2 = .717$) por las variables latentes independientes exógenas propuestas, si bien el *apoyo de los amigos* se revela como una variable no significativa en dicha explicación, pues su coeficiente de regresión estructural es de 0.00 ($t = 0.10; p >.05$). En cuanto a la *satisfacción con la vida*, tanto el *apoyo de los amigos* como el *de la familia* y el grado de *autoconcepto académico* llegan a explicar

únicamente el 24% de su varianza ($R^2 = .245$). Finalmente, el *autoconcepto académico*, que sólo está significativamente explicado por el *apoyo de la familia* y nunca por el *apoyo de los amigos* (coeficiente de regresión estructural = $-.03$; $t = -.72; p >.05$), tan sólo llega a ser explicado a un nivel del 2.6% de la varianza ($R^2 = .0258$).

En definitiva, a partir de los resultados extraídos en el modelo de regresión estructural planteado, se decide modificar el primer modelo hipotetizado, eliminando aquellos path no significativos, a saber, la predicción del apoyo de los amigos tanto hacia autoconcepto académico como hacia ajuste escolar. Los resultados se presentan en la tabla 3 y en la figura 3.

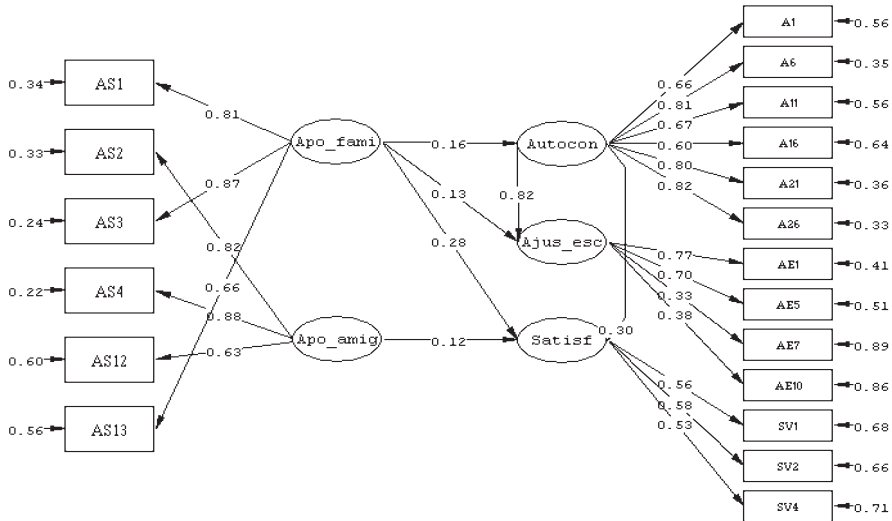


Figura 3. Representación de los parámetros estandarizados del modelo estructural final.

Estos datos indican que el modelo tras los cambios ajusta ligeramente mejor, pues mientras que el resto de parámetros se mantienen estables, la proporción ji-cuadrado / grados de libertad ($417.40 / 145 = 2.87$) ha mejorado con respecto al modelo inicial, el RMSEA se ha visto ligeramente rebajado (RMSEA = .051) y el parámetro NNFI también ha ascendido ligeramente. Pero la diferencia en la relación entre el ji-cuadrado ($\Delta = 28$) y los grados de libertad ($\Delta = 2$), lleva asociada una $p = 5.14536E-07$ indicativa de que ambos modelos no difieren significativamente uno de otro.

En lo referente a las variables endógenas independientes, el *apoyo de la familia* aparece significativamente relacionado con *el ajuste escolar*. Presenta un efecto sobre el ajuste escolar tanto directo (coeficiente de regresión estructural = .13) como indirecto, mediado por el nivel más o menos positivo del autoconcepto académico (coeficiente de regresión estructural de apoyo familiar sobre autoconcepto académico = .16, y de autoconcepto académico sobre ajuste escolar = .82), lo que hace que el grado de incidencia ascienda a .139 cuando se presenta mediado por el autoconcepto. Por tanto, teniendo en cuenta tanto el valor del efecto directo como el del indirecto, el efecto total del *apoyo familiar* sobre *el ajuste escolar* es de .27.

A su vez, el *apoyo de los amigos* explica exclusivamente la satis-

facción con la vida a un nivel algo débil (coeficiente de regresión estructural = .12), no presentando ningún tipo de incidencia ni sobre el grado de autoconcepto académico ni sobre el ajuste escolar.

En cuanto a las variables endógenas dependientes, la *satisfacción con la vida* viene explicada de forma directa por el *apoyo de la familia* (coeficiente de regresión estructural = .28) y por *el apoyo de los amigos* (coeficiente de regresión = .12), y de forma indirecta por el *autoconcepto académico* (coeficiente de regresión estructural = .30) mediando el *apoyo familiar* (coeficiente de regresión = .16), de tal forma que el efecto total del resto de variables endógenas propuestas sobre la *satisfacción con la vida* es de .45.

El *ajuste escolar* viene especialmente explicado de forma directa por el *autoconcepto académico* (coeficiente de regresión = .82), así como por el *apoyo familiar* (coeficiente de regresión estructural = .13). Pero además, las percepciones en la propia competencia académica funcionan como variable mediadora del apoyo familiar, con un efecto indirecto total = .14. En otras palabras, el *apoyo de la familia* explica tanto por sí mismo como por su efecto sobre el *autoconcepto académico*, el mayor o menor ajuste escolar percibido, siendo su efecto total sobre *el ajuste escolar* de .27. Ahora bien, cabe resaltar que esta variable endógena no viene significativamente determinada por el

apoyo de los amigos (coeficiente de regresión = .00; $p > .05$).

En síntesis, las verificaciones más destacables obtenidas son las siguientes: a) el apoyo de la familia está relacionado con la satisfacción con la vida en grado similar al autoconcepto académico. Ahora bien, cuando se toma en cuenta la interacción de ambas variables, el efecto del apoyo familiar sobre la satisfacción con la vida se ve notablemente reducido, hasta un valor de .05. De nuevo, al igual que en el caso anterior, la función del autoconcepto parece ser más importante en el caso de escaso apoyo familiar; b) el apoyo de los amigos no está relacionado ni con el autoconcepto académico ni con el ajuste escolar, pero sí con la satisfacción con la vida; c) el autoconcepto académico tiene una relación muy alta con el ajuste escolar, llegando a explicar los cambios en la varianza del ajuste escolar en más de .80 por cada punto de mejora en el autoconcepto académico; d) el autoconcepto

académico está más relacionado con el ajuste escolar que con la satisfacción con la vida.

Finalmente, se concluyen los análisis de datos sometiendo a una prueba de correlaciones de Pearson las posibles relaciones existentes entre las variables latentes de este estudio, esto es, apoyo de los amigos y de la familia, autoconcepto académico, ajuste escolar y satisfacción con la vida (ver tabla 4).

Los resultados extraídos a partir de las correlaciones vienen a confirmar lo expuesto previamente en los modelos de regresión estructural completos. Así, el *apoyo de la familia* presenta correlaciones más altas con el ajuste personal, en este caso con la *satisfacción con la vida* ($r = .332, p < .001$), que con el *ajuste escolar* ($r = .219, p < .001$) y que con *el autoconcepto académico* ($r = .146, p < .001$). Diferente patrón se observa en la variable *apoyo de los amigos*, al establecerse correlaciones altas con la *satisfacción con la vida* ($r = .332, p < .001$), sin

Tabla 4

Matriz de Correlaciones Entre Todas las Variables del Estudio

VARIABLES	1	2	3	4	5
1. Apoyo amigos	1				
2. Apoyo familia	.436**	1			
3. Autoconcepto académico	.066	.146**	1		
4. Ajuste escolar	.177**	.219**	.461**	1	
5. Satisfacción con la vida	.205**	.332**	.210**	.277**	1

** $p < .001$ (bilateral).

que se verifique, en cambio, una relación estadísticamente significativa para con el *autoconcepto académico* ($r = .066, p < .05$). Ahora bien, si en el caso del modelo estructural de regresión no se reflejaba ningún tipo de incidencia del apoyo de los amigos sobre el ajuste escolar, en este caso sí se ha encontrado una correlación que, aunque débil, resulta ser significativa ($r = .219, p < .001$).

El *autoconcepto académico*, por su parte, muestra relaciones estadísticamente significativas tanto con el *ajuste escolar* como con el ajuste personal (*satisfacción con la vida*), pero la correlación con ajuste escolar ($r = .461, p < .001$) es notablemente más alta que la relación que mantiene con el ajuste personal ($r = .210, p < .001$).

Finalmente también la correlación de Pearson entre el ajuste personal, medida a través de la *satisfacción con la vida*, y el *ajuste escolar* ofrece un valor estadísticamente significativo y de signo positivo ($r = .277, p < .001$).

Discusión

La investigación psicoeducativa se dedicó durante décadas de manera preferente al estudio de variables psicológicas (inteligencia, autoconcepto académico, personalidad, etc.) explicativas del rendimiento académico y de los aprendizajes escolares. No se negaba, por supuesto, la relevancia de otros cometidos educativos pero se ha tar-

dado tiempo en investigar sobre variables de índole socioafectiva, tales como el ajuste escolar, el clima social y otras, de tal manera que sólo recientemente se empieza a disponer de adecuados instrumentos de medida de las mismas.

Por otra parte, los avances en las ciencias estadísticas e informáticas facilitan realizar en la actualidad análisis de creciente complejidad mediante los cuales, más allá de considerar relaciones entre sucesivos pares de variables, pueden empezar a desarrollarse modelos estructurales en los que identificar el peso específico de las distintas variables y las direcciones de los influjos entre las mismas. La consideración simultánea de distintos factores hace justicia a la complejidad del comportamiento humano y a los numerosos influjos que le afectan aun cuando, al mismo tiempo, pone de manifiesto las dificultades que entraña integrar tantos factores en una explicación global y cabal.

Esta investigación ha permitido constatar la existencia de cierta independencia entre el *ajuste escolar* y la *satisfacción con la vida*. Incluir la satisfacción con la vida como variable importante en estudios psicoeducativos tiene sentido ya que el sentir satisfacción con lo que se hace y con lo que se es puede ser interpretado como un auténtico logro de desarrollo personal que debiera ser asistido educativamente. La satisfacción con la vida consiste en un sentimiento de bienestar en relación consigo mismo, diferenciándose de

la aprobación-desaprobación o del grado de satisfacción con las condiciones objetivas de vida (Diener, 1994); las personas que manifiestan alta satisfacción personal manifiestan un rasgo importante de ajuste psicosocial pero que tiene débil asociación con el ajuste escolar. No cabe concluir por tanto que uno de estos logros educativos conlleva el otro, es decir, que la respuesta adaptativa a las exigencias escolares comporte bienestar personal; más bien, desde la intervención psicoeducativa habría que atender ambos objetivos de forma diferenciada.

El *autoconcepto académico* aparece como una variable decisiva en el ajuste psicosocial durante la adolescencia pero con influencia especialmente relevante respecto al ajuste escolar y con menor influencia con respecto a la satisfacción con la vida. Se aporta así evidencia empírica sobre la función mediadora que ejerce el autoconcepto académico entre el contexto sociofamiliar del adolescente y su ajuste tanto personal como escolar; y, dado que el desarrollo del autoconcepto puede recibir impulso educativo, ha de destacarse la importancia del mismo en la educación de los adolescentes.

Asumiendo la conveniencia de utilizar una perspectiva multidimensional del autoconcepto en relación con el ajuste psicosocial en la adolescencia (Martínez-Antón et al., 2007), el modelo verificado en este estudio podrá matizarse y enriquecerse en futuras investigaciones incluyendo, en lugar del autocon-

cepto académico, otros dominios del mismo. Podrá así verificarse si el modelo funciona de modo similar tomando como indicador el autoconcepto físico, el autoconcepto social o el autoconcepto personal, expectativa razonable teniendo en cuenta la relación comprobada entre las autopercepciones físicas y los trastornos de conducta alimentaria (Goñi y Rodríguez, 2004; Goñi y Rodríguez, 2007; Esnaola, Rodríguez, y Goñi, 2010) o entre las autopercepciones personales y la satisfacción con la vida (Goñi, Madariaga, Axpe, y Goñi, 2011).

Los resultados de este estudio ponen de manifiesto que el *apoyo social* (tanto el familiar como el de las amistades) incide de forma importante sobre la *satisfacción con la vida*. Ahora bien, se constata un comportamiento diferenciado del apoyo familiar y del apoyo de las amistades. Esta dispar relación que ejercen el contexto familiar y el contexto de las amistades en la adaptación psicosocial del adolescente suscita varios interrogantes. En general, se comprueba una correspondencia entre el ajuste familiar y el ajuste escolar; en cambio, el clima social de las amistades adolescentes no parece estar relacionado con el ajuste escolar; dicho de otra forma, el sentimiento de pertenencia y acogida dentro del grupo juvenil de amistades se muestra asociado con el bienestar personal pero es independiente de la adaptación escolar: la escuela y la cuadrilla aparecen como dos ámbitos independientes

de pertenencia y de vida. Esta constatación seguramente puede ser reflejo de la realidad sociológica de la ciudad y país donde se ha realizado este estudio por lo que habrá de ser contrastada en el futuro con datos

procedentes de otros contextos sociológicos; pero debería mantenerse bajo foco de atención importante dada la decisiva importancia que las relaciones de amistad tienen durante los años de la adolescencia.

Referencias

- Atienza, F. L., Pons, D., Balaguer, I., y García-Merita, M. (2000). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en adolescentes. *Psicothema*, *12*(2), 314-319. doi: 10.1016/j.regg.2009.01.002.
- Bernardo, A. (2002). Inducción parental a la autorregulación, autoconcepto y rendimiento académico. *Psicothema*, *14*(4), 853-860.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *37*, 62-83. doi: 10.1111/j.2044-8317.1984.tb00789.x.
- Campbell, A., Conner, P. E., y Rodgers, W. L. (1976). *The quality of American life: Perceptions, evaluations and satisfactions*. New York: Russell Sage Foundation.
- Cava, M. J., Buelga, S., Musitu, G., y Murgui, S. (2010). Violencia escolar entre adolescentes y sus implicaciones en el ajuste psicosocial: un estudio longitudinal. *Revista de Psicodidáctica*, *15*(1), 21-34.
- Diener, E. (1994). Bienestar subjetivo. *Intervención Psicosocial*, *3*(8), 67-113.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., y Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, *49*, 71-75. doi: 10.1207/s15327752jpa4901_13.
- Eснаоla, I., Rodríguez, A., y Goñi, E. (2010). Body dissatisfaction and perceived sociocultural pressures: gender and age difference. *Salud Mental*, *33*(1), 21-29.
- Eснаоla, I., Rodríguez, A., y Goñi, E. (2011). Propiedades psicométricas del cuestionario de autoconcepto AF5. *Anales de Psicología*, *27*(1), 109-117. doi: 10.6018/analesps.27.1.113531.
- Estévez, E., Musitu, G., y Herrero, J. (2005). El rol de la comunicación familiar y del ajuste escolar en la salud mental del adolescente. *Salud Mental*, *28*(4), 81-89.
- Fuentes, M. C., García, J. F., Gracia, E., y Lila, M. (2011). Autoconcepto y ajuste psicosocial en la adolescencia. *Psicothema*, *25*(1), 7-12.
- García, F., y Musitu, G. (2001). *Test AF5*. Madrid: Tea.
- García, J. F., Musitu, G., y Veiga, F. (2006). Autoconcepto en adultos de España y Portugal. *Psicothema*, *18*(3), 551-556.

- Goñi, A., y Rodríguez, A. (2004). Trastornos de la conducta alimentaria, práctica deportiva y autoconcepto físico en adolescentes. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 32(1), 29-36.
- Goñi, A., y Rodríguez, A. (2007) Variables associated with de risk of eating disorders in adolescence. *Salud Mental*, 30(4), 16-21.
- Goñi, E., Madariaga, J. M., Axpe, I., y Goñi, A. (2011). Structure of the Personal Self-Concept (PSC) Questionnaire. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 11(3), 509-522.
- Herrero, J., Estévez, E., y Musitu, G. (2005). El rol de la comunicación familiar y del ajuste escolar en la salud mental del adolescente. *Salud Mental*, 28(4), 81-89.
- Hu, L. T., Bentler, P. M., y Kano, Y. (1992). Can test statistics in covariance structure analysis be trusted? *Psychological Bulletin*, 112, 351-362. doi: 10.1037/0033-2909.112.2.351.
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (2006). *LISREL 8.8 for Windows [Computer software]*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Landero, R., y González, M. (2008). *Escala de Apoyo Social Percibido de Familia y Amigos (AFA)*. Documento interno de la Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León.
- Martín, E., Muñoz de Bustillo, M., y Pérez, N. (2011). Las relaciones de amistad en la escuela de los menores en acogimiento residencial. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 351-366.
- Martínez-Antón, M., Buelga, S., y Cava, M. J. (2007). La satisfacción con la vida en la adolescencia y su relación con la autoestima y el ajuste escolar. *Anuario de Psicología*, 38(2), 293-303.
- Moral, J., Sánchez-Sosa, J. J., y Villareal-González, M. E. (2010). Desarrollo de una escala multidimensional breve de ajuste escolar. *Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 15(1), 1-11.
- Moreno, J. A., y Vera J. A. (2011). Modelo causal de la satisfacción con la vida en estudiantes adolescentes. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 367-380.
- Musitu, G., Martínez-Ferrer, B., y Murgui, S. (2006). Conflicto marital, apoyo parental y ajuste escolar en adolescentes. *Anuario de Psicología*, 37(3), 249-261.
- Musitu, G., y Cava, M. (2003). El rol del apoyo social en el ajuste de los adolescentes. *Intervención Psicosocial*, 12(2), 179-192.
- Rodríguez, A., y Goñi, A. (2011). La estructura tridimensional del bienestar subjetivo. *Anales de Psicología*, 27(2), 327-332. doi: 10.6018/analesps.27.2.122931.
- Satorra, A., y Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514. doi: 10.1007/BF02296192.
- Schumacker, R. E., y Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling*. New York: Routledge.
- Tarazona, D. (2005). Autoestima, satisfacción con la vida y condiciones de habitabilidad en estudiantes de quinto año de media. Un estudio factorial según pobreza y sexo. *Revista de Investigación en Psicología*, 8(2), 57-65.
- Tomás, J. M., y Oliver, A. (2004). Análisis psicométrico confirmatorio de una medida multidimensional del autoconcepto en español. *Revista In-*

- teramericana de Psicología*, 38(2), 285-293.
- Torres, G. F., Pompa, E. G., Meza, C. P., Ancer, L. E., y González, M. T. (2010) Relación entre autoconcepto y apoyo social en estudiantes universitarios. *Daena: International Journal of Good Conscience*, 5(2), 298-307.
- Veenhoven, R. (1994). Is happiness a trait? Tests of the theory that a better society does not make us any happier. *Social Indicators Research*, 32, 101-162. doi: 10.1007/BF01078732.
- West, S. G., Finch, J. F., y Curran, P. J. (1995). Structural equation models with non-normal variables. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modelling: concepts, issues and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA, USA: Sage.

Arantzazu Rodríguez-Fernández es Ayudante Doctor en el departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación de la Universidad del País Vasco/Euskal Herriko Unibertsitatea. Desarrolla su labor investigadora dentro del grupo de investigación PSIKOR (www.pikor.es). Su línea de investigación principal se ocupa del autoconcepto, en particular del autoconcepto físico, en relación con variables como la actividad física, el bienestar psicológico y satisfacción con la vida, y los trastornos de conducta alimentaria, sobre lo que ha publicado artículos en revistas de impacto.

Linda Droguett-Latorre es profesora de Educación Secundaria en la ciudad de Iquique (Chile), habiendo defendido recientemente su tesis doctoral sobre la temática de este artículo en la Universidad del País Vasco/Euskal Herriko Unibertsitatea.

Lorena Revuelta-Revuelta es Personal de Investigación en Formación (PIF) de la Universidad del País Vasco/Euskal Herriko Unibertsitatea y miembro del grupo de investigación PSIKOR (www.pikor.es). Su tesis doctoral somete a verificación un modelo estructural explicativo de la actividad física en la adolescencia tomando en consideración un amplio conjunto de variables motivacionales y sociodemográficas.

Fecha de recepción: 04-10-2011

Fecha de revisión: 07-11-2011

Fecha de aceptación: 06-12-2012