



Repositorio Institucional de la Universidad Autónoma de Madrid

<https://repositorio.uam.es>

Esta es la **versión de autor** del artículo publicado en:

This is an **author produced version** of a paper published in:

Infancia y Aprendizaje = Journal for the Study of Education and Development
37.3 (2014): 629–664

DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/02103702.2014.965462>

Copyright: © 2014 Fundacion Infancia y Aprendizaje

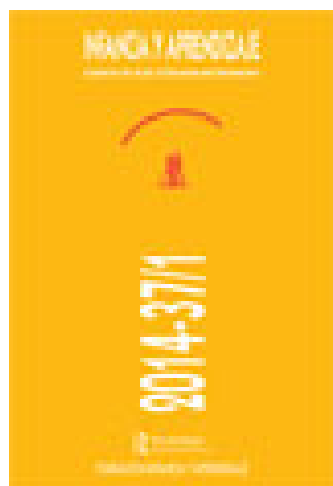
El acceso a la versión del editor puede requerir la suscripción del recurso
Access to the published version may require subscription

This article was downloaded by: [213.37.93.82]

On: 30 October 2014, At: 12:29

Publisher: Routledge

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



Infancia y Aprendizaje: Journal for the Study of Education and Development

Publication details, including instructions for authors and subscription information:

<http://www.tandfonline.com/loi/riya20>

Assessment of subjective resilience: cross-cultural validity and educational implications / Evaluación de la resiliencia subjetiva: validez transcultural e implicaciones educativas del 'Cuestionario de Resiliencia Subjetiva' (SRQ)

Jesús Alonso-Tapia^a & Mercedes Villasana^a

^a Universidad Autónoma de Madrid

Published online: 27 Oct 2014.

To cite this article: Jesús Alonso-Tapia & Mercedes Villasana (2014): Assessment of subjective resilience: cross-cultural validity and educational implications / Evaluación de la resiliencia subjetiva: validez transcultural e implicaciones educativas del 'Cuestionario de Resiliencia Subjetiva' (SRQ), *Infancia y Aprendizaje: Journal for the Study of Education and Development*, DOI: [10.1080/02103702.2014.965462](https://doi.org/10.1080/02103702.2014.965462)

To link to this article: <http://dx.doi.org/10.1080/02103702.2014.965462>

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>

Assessment of subjective resilience: cross-cultural validity and educational implications / *Evaluación de la resiliencia subjetiva: validez transcultural e implicaciones educativas del ‘Cuestionario de Resiliencia Subjetiva’ (SRQ)*

Jesús Alonso-Tapia and Mercedes Villasana

Universidad Autónoma de Madrid

(Received 5 November 2012; accepted 1 June 2013)

Abstract: The objective of this study was to obtain evidence about the cross-cultural validity of the ‘Subjective Resilience Questionnaire’ (SRQ), comparing French and Spanish Secondary and High School students’ results. A total of 750 French students formed the sample. To validate the SRQ, confirmatory factor analyses, reliability and correlation and regression analyses were made. The validation process included the analysis of the generalizability of factor structure, and of relationships of resilience scores with different kinds of protective and vulnerability factors — success expectancies and learning-oriented classroom motivational climate (CMC). French results were similar to Spanish results, underlying the importance of considering variations in resilience as a function of the kinds of adversity experienced. Nevertheless, some differences between French and Spanish students were found in the degree they recognize to act in a resilient way in some of the situations covered by SRQ, differences whose theoretical and practical implications for education are discussed.

Keywords: resilience; resilience assessment; classroom motivational climate; questionnaire development; expectancies; learning motivation

Resumen: Este estudio busca obtener evidencia sobre la validez transcultural del ‘Cuestionario de Resiliencia Subjetiva’ (*Subjective Resilience Questionnaire*, SRQ) comparando los resultados obtenidos a partir de alumnos franceses con los de alumnos españoles de Secundaria y bachillerato. Un total de 750 alumnos franceses integraron la muestra. Para validar el SRQ se realizaron análisis factoriales confirmatorios, de fiabilidad, de correlaciones y de regresión. El proceso de validación incluyó el análisis de la generalizabilidad de la estructura factorial y el de la relación de las puntuaciones en resiliencia con diferentes tipos de factores protectores y de vulnerabilidad — expectativas de éxito y clima motivacional de clase orientado al aprendizaje

English version: pp. 1–17 / *Versión en español*: pp. 18–35

References / *Referencias*: pp. 35–36

Translated from Spanish / *Traducción del español*: Mercè Rius

Authors’ Address / *Correspondencia con los autores*: Jesús Alonso-Tapia, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma, Campus de Cantoblanco, 28049 Madrid, España. E-mail: jesus.alonso@uam.es

(CMC). Los resultados de Francia fueron similares a los de España. No obstante, se encontraron diferencias en el grado en que los alumnos reconocen actuar de forma resiliente en algunas situaciones cubiertas por el SRQ, diferencias cuyo significado teórico y práctico se comenta.

Palabras clave: resiliencia; evaluación de la resiliencia; clima motivacional de clase; desarrollo de cuestionarios; expectativas; motivación por aprender

Recently, Alonso-Tapia, Nieto, and Ruíz (2013) have developed the Subjective Resilience Questionnaire (SRQ). ‘Resilience’, because it should inform of reactions to adverse conditions that the individual undergoes in the family, and in the school due to teachers’ and peers actions; and ‘Subjective’, because the aim was to know the *students’ personal perspective* on how they react to such adverse situations. The creation of this questionnaire came from the fact that most of the research on resilience had revolved around the identification of risk and protective factors that favour positive answers in front of life’s adverse circumstances. Nevertheless, when bearing in mind such a research trajectory, it can be concluded that it would be advisable to solve two problems in order to keep on progressing (Luthar, 2006; Luthar & Brown, 2007; Masten, 2007; Masten & Coatsworth, 1998; Unger, 2005): (a) the varied conceptual perspectives on resilience; and (b) the lack of a model universally accepted that allows measuring the phenomenon of resilience itself, as there is a diversity of methodological strategies used for assessing it.

The development of the SRQ was intended to give an answer to both problems and to provide researchers and school psychologists with a useful assessment instrument. As the intent was successful, it was decided to see whether the questionnaire was valid in a different cultural context, and this constitutes the objective of this study.

Theoretical framework

Concerning the conceptual issue, the terms ‘resilience’, ‘competence’, ‘ego-resilience’ and ‘hardiness’ overlap in some way, and it was necessary to decide if they are different or redundant theoretical constructs. As explained by Alonso-Tapia et al. (2013), Luthar (2006) used theoretical criteria in order to clarify the similarities and differences. For her, *resilience* implies two elements, positive adaptation and adverse situations, whereas *competence* implies only the first. As for *ego-resilience*, it is considered a trait reflecting general resourcefulness in response to varying situations, whereas *resilience* is a phenomenon. As for *hardiness*, it is a general trait including three personality dispositions: commitment (having a purpose, being active, etc.), control expectancies, and challenge (Kobasa, Maddi, & Kahn, 1982). Other authors even consider that resilience is a personality super-factor including different intermediate personality factors (Block, 2001).

On the other hand, resilient behaviour is a phenomenon that needs to be explained, as it is the case with most personality traits (Leipold & Greve,

2009). Therefore, in order to determine precisely what kind of factors contribute to resilience, or whether resilience is different or not from other personality concepts, or even to validate more precisely ‘sturdy models’ that may explain resilience, the phenomenon itself, not only its causes, needs to be measured. How can it be done?

Alonso-Tapia et al. (2013) started from a review of previous research works on measurement of resilience. Two recent works made the answer to this task easier: (a) a methodological review on resilience measurement scales carried out by Windle, Bennet, and Noyes (2011); and (b) a systematic review of the methodological and conceptual problems of measuring resilience, carried out within the ‘Reaching in ... Reaching out’ project (2010).

In previous studies, the procedures used for assessing resilience were developed assuming that this personal characteristic is the outcome of the combination of traits or factors that determine it — e.g., positive emotional reactivity, sense of relationship, sense of mastery (Prince-Embury & Courville, 2008) — or a consequence of applying coping strategies, which results in positive adaptation to adversity (Leipold & Greve, 2009). The problem in both cases is that authors do not distinguish between causes and outcomes (Olsson, Bond, Burns, Vella-Brodrick, & Sawyer, 2003). So, it was concluded that no measurement instrument assessed the phenomenon itself — except for adults (Smith et al., 2008) and when using objective assessment measures (Bonanno, 2005) — as the conceptual and theoretical adaptation of many of the scales was questionable.

This matter could be solved if there were more direct measures of resilience, either based on behaviours that show positive adaptation (objective measures) or based on the perception of the usual way of reacting when facing adverse situations (subjective measures). Both measures would inevitably have their advantages and disadvantages, but both are necessary since they show different sides of resilience. As no measure covered the detected gap, Alonso-Tapia et al. (2013) decided to develop a questionnaire of subjective resilience. Psychometric characteristics of the questionnaire developed in the cited study were good, but obtained with Spanish students. So, it was decided to study whether it was possible to extrapolate its predictions to other cultures and contexts.

As in the original study, the main problem was to decide how to determine the validity of the new instrument. Several steps and strategies were possible. A first step was to determine the structural validity and the cross-validity of the questionnaire factor structure. This was done in the original study and in this one. In the present study, however, a multi-group analysis with two groups — Spanish and French students — was added to see whether the structure of the questionnaire was similar in both groups.

Beyond this analysis, several predictive analyses were carried out following the model shown in Figure 1. Given that our main research project focuses on the study of classroom motivational climate effects on motivation (Alonso-Tapia & Fernández, 2008, 2009; Ames, 1992; Midgley et al., 2000), in the original study several hypotheses related to goal orientations, resilience and classroom

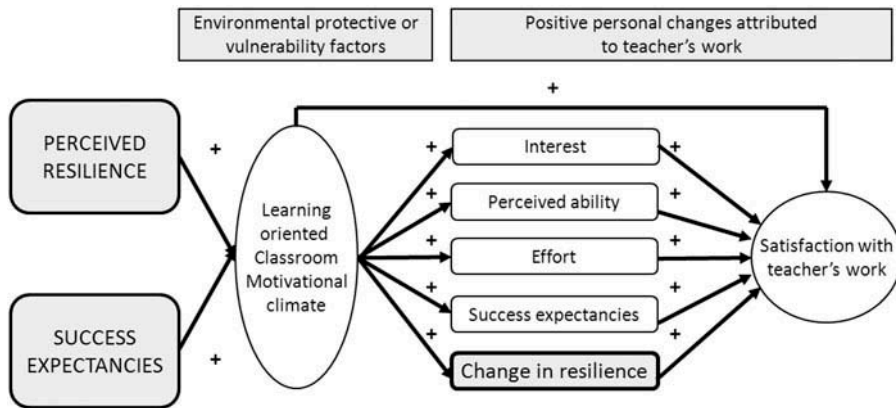


Figure 1. Hypothesized relations between resilience, success expectancies, classroom motivational climate and positive personal changes attributed to teacher's work.

motivational climate, similar to hypotheses shown in Figure 1, were tested. Now, however, a change has been introduced.

Researchers have analysed which variables configure the classroom motivational climate 'that most favour interest and effort to learn'. Alonso-Tapia and Pardo (2006), in line with Ames (1992), summed up several teaching strategies that might be organized around different points along the learning sequence — before, during and after instruction — and whose effectiveness for enhancing learning motivation had been highlighted by different research studies. Taking this work as a starting point, Alonso-Tapia and Fernández (2008, 2009) developed the Classroom Motivational Climate Questionnaire (CMCQ). This questionnaire assesses the degree to which students express how the different teaching patterns favour a classroom motivational climate encouraging their motivation to learn. Given the nature of CMC, and taking into account results of previous studies, resilience (a) might act as moderator of perceived CMC, and (b) might be affected by CMC. Let's explain both things.

First, according to Leipold and Greve (2009) and Good and Dweck (2006), positive coping strategies and mastery goal orientation underlie resilience. So, the positive or negative perception of teaching patterns that define CMC might be mediated by resilience: if it is high, it is probable that students do not consider certain patterns as negative as if it is low. The same can be said in relation to goal orientations. However, we did not include GO measures in the model because of previous results suggesting co-linearity between GO resilience and success expectancies when predicting CMC (Alonso-Tapia et al., 2013).

Second, Alonso-Tapia and Fernández (2008, 2009) showed that CMC scores predict the degree to which students' subjective changes in interest, effort, perceived ability, success expectancies, and satisfaction are related to the way in which teachers conduct their classrooms. Being so, if CMC contribution to the

changing of motivational variables is positive, it might be that CMC also predicts attribution of resilience changes to teacher work. Besides, if resilience mediates CMC perception, it is probably that *initial resilience* predicts the attribution of *change in resilience* also to teacher work.

Method

Sample

A total of 750 students from a private secondary school in Poitiers (France) participated in this study. There were 496 females and 254 males, distributed in different levels of secondary education (senior school), sixth form and vocational education. The age range for which the questionnaire was developed is that of the sample, that is students from 14 to 23 years old (Mean = 17.09; $SD = 1.59$). The sample was randomly divided into three sub-samples with almost equal numbers of subjects. The first sample was used to carry out the initial analysis and the rest to cross-validate the results. Only subjects without missing values were used for the analyses.

Materials

In order to test our hypotheses, the following instruments were used:

- (1) *Subjective Resilience Questionnaire (SRQ)*¹ (Alonso-Tapia et al., 2013), which was translated into French. This questionnaire has a general scale, *Subjective Resilience* (SR), and three specific ones that assess the perceived degree of resilience when facing adverse events that students confront in their relationships with teachers (*resilience in front of teachers*, RT), with peers (*resilience in front of peers*, RP) and with family — parents — (*resilience in front of family*, RF). It includes positive and negative items such as: ‘My teachers sometimes tell me that what I do or say is not correct, without trying to understand what is it that I find difficult, but that doesn’t decrease my effort to learn’, ‘Sometimes my friends criticize me for not doing something well instead of trying to help me, but that doesn’t decrease my effort to improve myself’, ‘If my parents ignore me when I need them to help me with a problem, I get discouraged and stop striving to solve it’. The reliability indices are: SR: $\alpha = .85$; RT: $\alpha = .74$; RP: $\alpha = .64$; RF: $\alpha = .65$.
- (2) *The Classroom Motivation Climate Questionnaire (CMCQ)*² (Alonso-Tapia & Fernández, 2008, 2009). This questionnaire was designed to cover 16 kinds of teaching strategies or patterns that, according to the theoretical review, could affect the students’ motivation to learn. Two items were written to assess each pattern. To avoid acquiescence effects, one was positive and the other negative. Each item had to be answered in a five-point Likert scale, so the score of each pattern ranged from one to ten.

The questionnaire has only one scale, *Classroom Motivation Climate oriented to learning* (reliability $\alpha = .93$). This scale was used to test, first, whether resilience, as a more or less stable perceived personal characteristic, moderates the student's perception of the classroom motivational climate; and second, to exam whether the degree to which students attribute resilience to teacher's work depends mainly on classroom motivational climate or is moderated by other variables such as previous subjective resilience — measured by the SRQ — or student's expectancies.

- (3) Six independent scales for assessing the *perceived teacher's role in changing student's resilience, interest, perceived ability, effort expenditure, success expectancies and satisfaction with teacher work* were also used. The perceived change in resilience scale (PCRS) has eight items and a reliability index $\alpha_{\text{PCRS}} = .83$. The following five scales (interest — INT; perceived ability — PAB; effort expenditure — EFF; success expectancies — SUC; satisfaction with teacher work—SAT) have three items and their reliabilities are: $\alpha_{\text{INT}} = .75$; $\alpha_{\text{PAB}} = .72$; $\alpha_{\text{EFF}} = .69$; $\alpha_{\text{SUC}} = .66$. Finally, the satisfaction scale has four items with reliability $\alpha_{\text{SAT}} = .72$. Table 1 includes item examples of these scales. They were used to examine whether the degree in which students attribute resilience and motivational changes to teacher work depends mainly on classroom motivational climate or on the potential moderating role of expectancies and general perceived resilience. All these scales had been developed and used in previous studies (Alonso-Tapia et al., 2013; Fernández, 2009).
- (4) A scale for assessing *expectancies* ($\alpha = .80$). This scale belongs to the second part of the *Motives and expectancies questionnaire (MEVA3)* (Alonso-Tapia, 2005).

Table 1. Item examples of scales assessing the role attributed to teacher in perceived resilience and motivational change.

Scale	Item example
Resilience	The way this teacher helps us to cope with difficulties makes me not feel discouraged when I experience failures in my studies
Interest	If I am very interested in this subject, it is due to the way we work with this teacher
Perceived ability	A good quality of this teacher is that she makes me feel able enough to learn by myself
Effort	Thanks to the way this teacher encourages me, I try to learn more and more
Success expectancies	Taking into account the way in which this teacher teaches, it is unlikely for me to get good marks (-)
Satisfaction	If students could choose their teacher, I would suggest my peers choose mine, without any doubt

Procedure

Data were gathered at the end of the first term. Students filled in the questionnaires in one session of 50 minutes. Before starting, the researcher instructed them how to fill them in, and he/she stayed there during the process. When items referred to parents, they were told to think about the people who filled that role if they did not live with their real parents. They answered the SRQ, and then each group of students was instructed to fill in the CMCQ and the final scales in relation to the teacher of one of the academic subjects selected randomly. Once the questionnaires were filled, confirmatory factor analyses were carried out in order to test how the data fit the model, and to compare the data of France to the original studies carried out with the Spanish sample.

Data analyses

In order to determine whether the SRQ factorial structure was similar to the structure originally found by Alonso-Tapia et al. (2013), four kinds of confirmatory factor analysis (CFA) were carried out. First, the structure suggested by the original work of Alonso-Tapia et al. (2013) was used as baseline model. This structure assumed the existence of three intermediate factors from which later the scales RT, RP and RF were derived. It was used to estimate the model-fit by means of confirmatory techniques (CFA-1) using the AMOS program (Arbuckle, 2003). Estimates were obtained using the maximum likelihood method after examining whether data were adequate for the analysis. In order to assess model-fit, absolute fit indices (χ^2 , χ^2/df , GFI) and non-centrality fit indices (CFI, RMSEA) were used, as well as criteria for acceptance or rejection based on the degree of adjustment described by Hair, Black, Babin, Anderson, and Tathan (2006).

Second, two multi-group confirmatory analyses were carried out in order to cross-validate the results of the previous analysis, the first one using the three French sub-samples (CFA-2), and the second one using the Spanish sample ($N = 471$) and a French sub-sample composed of those students whose age was similar to those in the Spanish sample (from 14 to 17 years old; $N = 475$) (CFA-3). The proposed theoretical model was used as a base for comparing without restrictions the equality of parameters between samples. Several theoretical models were compared to this one, in which for the different sets of parameters equality between groups prevailed. The relative fall in the goodness of fit was assessed by means of the difference in the Chi-square statistic between the model with imposed restrictions and the model without them.

Third, with the aim of testing whether gender had a significant effect on the structure of the resilience questionnaire, the French sample was divided by gender into two sub-samples, and a re-estimation by groups was carried out (CFA-4).

Fourth, in previous unpublished studies it was found that answers to the SRQ might be sensitive not only to the source of adversity — parents, teachers and peer actions — It might also be the case that positive and negative questions elicited different response patterns because people can react in a different way to life and questionnaire situations depending on whether these situations are framed in a

positive or negative way. So, a last analysis was carried out (CFA-5) to test whether the base model was adequate when eliminating the effect of variance due to item formulation. To achieve this objective, we followed the proposal of Guftafsson and Åberg-Bengtsson (2010). These authors suggest that it is possible to use a combination of hierarchical and nested models to disentangle sources of variance when trying to measure a construct. Hence, two additional factors, one corresponding to positive and one to negative items, and assumed to be uncorrelated with resilience, were introduced in the basic model in order to discriminate the variance due to the positive or negative item formulation (measurement factors) from other sources of resilience — teachers, peers or parents— and from the general resilience construct itself.

Fifth, the reliability of the scales of SRQ was calculated for the French sample.

Sixth, in order to get initial information on the external validity of the SRQ, correlation analyses between scores on all the general scales used in the study were computed using the whole sample. Moreover, three regression analyses were carried out using the enter method, as it allowed us to select the independent variables whose influence on the dependent variables we wanted to test. In the first one, subjective resilience and expectancy scores were used as predictors, and the score in the CMCQ as the criterion to test the hypothesis. In the second, expectancies, resilience and perceived classroom motivational climate were used as predictors, and the scales assessing *Change* attributed to teacher's work in resilience and in the different variables related to motivation, as criteria. Finally, in the third regression analysis expectancies, resilience and perceived classroom motivational climate were used again as predictors plus the change perceived in ability, interest, effort, success expectancies and resilience, and satisfaction with teacher's work as criteria.

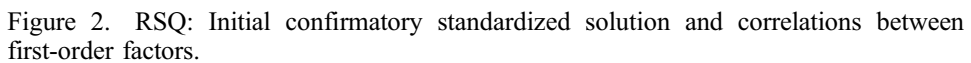
Results

Initial confirmatory factor analysis

Figure 2 shows the standardized estimates of the confirmatory model and Table 2 the unstandardized estimates and the standard errors. All the estimated loadings (λ) were significant ($p < .001$). Table 3 shows the fit statistics of the proposed model (CFA-1). Chi-square statistic was significant, probably due to the size of the sample (Hair et al., 2006), but the ratio χ^2/df ($\chi^2/df = 2.68 < 5$) and the RMSEA statistic (root mean square error of approximation = $0.06 < 0.08$) were well inside the limits that allow the model to be accepted. The remaining fit indices were slightly below the standard limits of acceptance: GFI (*goodness of fit index*) = 0.81, and CFI (*comparative fit index*) = 0.67. So, it becomes necessary to consider the results of the cross-validation analyses in order to decide whether the model is well estimated or not.

Multi-group cross-validation analyses (CFA-2)

In this case, again Chi-square statistic was significant, probably due to the sample size, but the adjusted ratio χ^2/df ($\chi^2/df = 2.55 < 5$) and the RMSEA (root mean



Downloaded by [213.37.93.82] at 12:29 30 October 2014

Table 2. CFA of base model. Regression weights.

		Estimate	S.E. ¹			Estimate	S.E.
R-Teacher	← Resilience	1.000		rsp23	← R-Peers	.739***	.126
R-Peers	← Resilience	1.357***	.223	rsp29	← R-Peers	.697***	.120
R-Family	← Resilience	1.073***	.203	rsp2	← R-Peers	-.941***	.150
rst25	← R-Teacher	.653***	.136	rsp8	← R-Peers	-.878***	.146
rst7	← R-Teacher	1.020***	.161	rsp14	← R-Peers	-.957***	.137
rst1	← R-Teacher	1.000		rsp20	← R-Peers	-.850***	.130
rst19	← R-Teacher	.570***	.142	rsp26	← R-Peers	-.691***	.133
rst13	← R-Teacher	.741***	.141	rsf3	← R-Family	1.000	
rst22	← R-Teacher	-1.362***	.191	rsf9	← R-Family	.968***	.179
rst4	← R-Teacher	-1.647***	.234	rsf15	← R-Family	.507**	.170
rst10	← R-Teacher	-1.729***	.230	rsf21	← R-Family	.694***	.143
rst28	← R-Teacher	-.905***	.153	rsf27	← R-Family	.850***	.165
rst16	← R-Teacher	-1.471***	.207	rsf6	← R-Family	-.702***	.166
rsp5	← R-Peers	1.000		rsf12	← R-Family	-1.196***	.204
rsp11	← R-Peers	.718***	.114	rsf18	← R-Family	-1.047***	.186
rsp17	← R-Peers	.343**	.116	rsf24	← R-Family	-.779***	.166
rsp23	← R-Peers	.739***	.126	rsf30	← R-Family	-1.047***	.190

Notes: S.E.: Standardized Error; R-Teacher: resilience in front of teachers (scale). R-Peers: resilience in front of peers (scale). R-Parents: resilience in front of family (scale). rst: resilience in front of teachers (plus item number). rsp: resilience in front of peers (plus item number). rsf: resilience in front of family (plus item number).

Table 3. Goodness of fit statistics for CFA of base model, of multi-group cross-validation analysis (CVA), and of multi-group analysis by gender.

	X^2	DF	P	X^2/df	GFI	CFI	RMSEA
CFA-1 (N = 375) Base line model	1081.79	403	.000	2.68	.81	.67	.06
CFA-2. Cross V (N: 375, 375)	2084.44	806	.000	2.55	.83	.70	.04
CFA-3. France-Spain (HS) (N: 475, 471)	2241.99	806	.000	2.78	.84	.70	.04
CFA-4 Males-Females (N: 254, 496)	2.131.49	806	.000	2.64	.83	.68	.04

Note: HS: High School.

Table 4. CFA-2 Cross validation of the model using multi-group analyses with two samples. Chi-square differences for model comparison against the unconstrained multi-sample model

Analysis	Model	DF	Chi-square	P
CFA-2: CVA	Measurement weights	27	22.519	.711
	Structural weights	29	24.820	.688
	Structural covariances	30	25.221	.714
	Structural residuals	32	25.397	.790
	Measurement residuals	62	45.284	.945

Cross-validation analyses France-Spain

The second multi-group analysis compares the results of both countries obtained from similarly aged individuals. Regarding fit indices, χ^2/df and the statistic RMSEA were inside the acceptable limits. However, once more GFI and CFI fell slightly short on the usually accepted cut-off points (Table 3, AFC3). Therefore, it becomes again necessary to consider the results of the cross-validation analyses to decide if the model is well estimated. In that case the results for French and Spanish models are not equal. If restrictions on measurement weights are imposed, then $\chi^2_{(df = 27)} = 67.40$, $p > .001$. So, in order to ascertain what caused this difference it was decided to use the Z statistic (Clogg, Petkova, & Haritou, 1995), which tells whether the difference between regression weights is significant. In *most* cases in which differences between regression weights were significant ($Z > +1.96$; $Z < -1.96$), to assume the item content implies recognizing discouragement or lack of resilience (weights linking items 16, 22, 28 to RT, 8 and 26 to RP and 6, 12 and 24 to RF). Moreover, in *all* cases in which a significant difference occurs (weights just referred and those linking items 13, 19 and 25 to RT), weights are greater in the Spanish than in the French sample. Finally, no regression weight linking intermediate factors to SR reaches significance.

Testing gender effects on questionnaire structure: multi-group analysis by gender (CFA-4)

The third multi-group analysis tests the validity of the structure identified as a function of gender. As can be seen again, fit indices χ^2/df and the RMSEA were inside the acceptable limits, although GFI and CFI fell slightly short of the acceptable cut-off points (Table 3, CFA-4 male/female). However, once more, statistics corresponding to model comparison showed that fit is not reduced significantly even if restrictions on measurement weights are imposed ($\chi^2_{(df = 27)} = 32.80$, $p = .204$). Therefore, it can be concluded that the model is valid for males and females, and so it should not be rejected. These results are similar to those obtained in the Spanish study.

Nested factor analysis to control for positive or negative item frame effects

In this analysis (CFA-5), most of the estimated loadings (λ) relating observed variables to intermediate latent variables were highly significant ($p < .001$), as were those relating these variables to resilience (resilience in front of teachers: $\gamma_{11} = .56$, of peers: $\gamma_{12} = .88$, and of parents: $\gamma_{13} = .68$). The same happened with loadings (λ) relating negative items with the negative factor and positive items with the positive one. In this model, goodness-of-fit statistics were much better than in the base model. *Chi-square* statistic was significant, probably due to sample size, but the quotient $\chi^2/df = 1.82 < 5$ and $RMSEA = .04 < .08$ were again inside the limits that allow the model to be accepted. The remaining fit

indices fell slightly short on the standard limits of acceptance, but nearer to them than in the basic model: GFI = .89; CFI = .85.

Reliability

Before studying the external validity of the SR, Cronbach- α coefficients were computed for this and the remaining scales used in the study. Results are shown in Table 5. The reliability index of SR is excellent (.85). The indices of the scales of the remaining questionnaires are good enough to be accepted for the aims of our study.

Table 5. Correlations and internal consistency of the scales^{1,2}.

<i>N</i> = 452	SE	SR	CMC	INT	PAB	EFF	SUC	PCR	SAT
Success expectancies (SE)	.70	.318**	.320**	.284**	.272**	.193**	.198**	.185**	.270**
Subjective resilience (SR)		.84	.198**	.145**	.192**	.193**	.198**	.207**	.183**
Classroom motivational climate oriented to learning (CMC)			.93	.694**	.677**	.625**	.686**	.643**	.767**
Interest attributed to teacher work (INT)				.74	.696**	.636**	.711**	.597**	.754**
Perceived ability attributed to teacher work (PAB)					.66	.639**	.686**	.615**	.727**
Effort disposition attributed to teacher work (EFF)						.59	.629**	.542**	.672**
Success expectancies attributed to teacher work (SUC)							.67	.635**	.746**
Perceived Change in Resilience Attributed to teacher work (PCR)								.87	.637**
Satisfaction with teacher work (SAT)									.80

Notes: ¹** Correlations significant at 0.01 level; * Correlations significant at 0.05 level.

²Reliability indices (α) corresponding to the present study are shown in the diagonal.

Table 6. Regression analyses. Criterion: *Perceived Learning Classroom Motivational Climate* (CMC)¹.

Criterion variable	<i>R</i>	<i>R</i> ²	<i>P</i>	Predictors: standardized regression coefficients	
				Resilience	Expectancies
Classroom motivational climate	.335	.226	.000	.107***	.286***

Notes: ¹*** $p < .001$; ** $p < .01$; * $p < .05$; NS = Non significant.

Correlation and regression analyses

Table 5 also shows the correlations between SR and the remaining scales used in the study. Several results deserve to be pointed out.

First, SR and CMC correlate positively and in a significant way. However, as is shown by the regression analysis presented in Table 6, Expectancies and not SR is the main predictor of the degree to which students perceived the CMC as learning oriented, though SR had a significant weight in this prediction. This result is similar to that obtained in the Spanish study in that both variables predict CMC scores in a significant way. However, it is different because in the Spanish sample SR predictive power (.370) was almost twice the predictive power of Expectancies (.204), just the opposite of what happens here.

Second, also as expected, CMC correlates in a significant way with the degree to which students attribute perceived changes in motivational variables and in resilience to the work of their teachers. SR correlates also in a significant way with the perceived change in resilience (see Table 7), and likewise contributes in a significant way to this result, as is shown by the regression analysis presented in Table 7, a result not found in Spain. This result highlights the importance of creating a learning oriented CMC for favouring resilience improvement.

Finally, perceived changes in all motivational variables and in resilience correlate as expected with satisfaction with teacher's work, and most importantly, as shown by the regression analysis presented in Table 8, all of them contribute in

Table 7. Regression analysis. Criteria: *Change* in resilience and different variables related to motivation *attributed to teacher's work*.

Criterion variable	<i>R</i>	<i>R</i> ²	<i>P</i>	Predictors: standardized regression coefficients		
				CMC	Resilience	Expectancies
Perceived change in resilience	.650	.423	.000	.639***	.102**	NS
Perceived change in interest	.697	.480	.000	.637***	NS	.073**
Perceived change in ability	.681	.463	.000	.652***	NS	NS
Perceived change in effort	.629	.396	.000	.602***	.064*	NS
Perceived change in success expectancies	.690	.476	.000	.662***	.054*	NS

Notes: *** $p < .001$; ** $p < .01$; * $p < .05$; NS = Non significant.

Table 8. Regression analysis. Criterion: *Satisfaction* Attributed to teacher's work¹.

Predictors: standardized regression coefficients									
<i>R</i>	<i>R</i> ²	<i>P</i>	Interest	Change in perceived ability	Change in effort	Change in success expectancies	Change in resilience	CMC	Resilience Expectancies
.860	.740	.000	.214***	.154***	.115***	.195***	NS	.280***	NS

Notes: ¹CMC: Classroom motivational climate; *** $p < .001$; ** $p < .01$; * $p < .05$; NS = Non significant.

a significant and similar way, together with CMC, to students' satisfaction with teacher's work, reaching a very high value in the amount of explained variance ($R^2 = .74$). This result parallels the result obtained in the Spanish study.

Discussion and conclusions

The main objective of this article was to test the cross-cultural validity of the SRQ, a measure of subjective resilience for teenagers. What have the results highlighted?

First of all, the results obtained point out that the way subjective resilience is operationalized is valid not only in Spain but also in France, both for Secondary School (senior school & sixth form) and Vocational Education. Results showed, in France as in Spain, that the SRQ has a well estimated structure, and the results of the different CFAs — based on randomly or gender set groups — support this conclusion.

Second, our results have direct implications in relation to a fact pointed out by Luthar (2006). This author stated that resilience is not an 'all-or-nothing' phenomenon: people may be resilient in front of a specific type of adversity, but not when facing another one. Our results, especially when compared with results obtained in the Spanish sample, support this point of view. According to both studies, it is acceptable to obtain a general index of resilience (RS). This means that even if resilience — as a phenomenon — may vary according to one kind of context or another, the adaptive or non-adaptive processes that generate resilience, or the lack of resilience, tend to generalize across harmful environments. This generalization involves the possibility that common specific processes underlie positive adaptation — resilience — when facing adversities in different contexts. However, the fact that there are three intermediate factors suggests that resilience in the three contexts they refer to — teachers, peers and family — does not manifest in a completely similar way. This fact was more obvious in Spain than in France, as correlations between scales corresponding to the three factors were much lower (Spain: $r_{\text{teachers-peers}}$: .10; $r_{\text{teachers-parents}}$: .11; $r_{\text{peers-parents}}$: .17; France: $r_{\text{teachers-peers}}$: .56; $r_{\text{teachers-parents}}$: .52; $r_{\text{peers-parents}}$: .60). This fact reflects the need to learn how to adapt the general coping strategies underlying resilience to the specific demands of each context.

Third, two unexpected results deserve special consideration. First, most differences between Spanish and French are due to the fact that the answers of students of each culture do not converge with the same definition or regularity in recognizing that the situation included in specific items activates in them resilient or not resilient reactions: convergence of Spanish students is greater than that of French students. Second, this difference is greater for items whose content refers to a not-resilient reaction. These results imply that the nature of the adverse situation or the awareness of the way of reacting, or both things, is clearer for Spanish than for French students. This is a cultural difference that may be due — likely — to different educational practices and learning experiences that should be identified.

Fourth, SR and expectancies predict the motivational value that students attribute to the different teaching patterns that configure the CMC (hypothetical relations marked with + at the left of [Figure 1](#)), though the weight of SR in Spain (.370) is three times the weight of SR in France (.107). This difference might be due to differences just described between students in each country in the degree to which they perceived situations as adverse or in their awareness of their degree of resilience in front of adverse situations. This is obviously a supposition that should be investigated.

Fifth, a very important result is that students attribute to a very high degree their improvement in resilience — or the lack of it — to the degree to which teachers create a CMC oriented to learning (hypothetical relations marked with + in the centre of [Figure 1](#)), an attribution that scarcely depend on previous SR. This result highlights the importance of creating a learning oriented CMC for favouring resilience improvement, at least from the point of view of students. However, we are aware that this hypothesis is based on correlational data and so experimental studies are needed to support it.

Sixth, correlation and regression analyses have shown that ‘Satisfaction with teacher work’ depends mainly on CMC and on perceived change in motivational variables that, in turn, is attributed to CMC (hypothetical relations marked with + at the right of [Figure 1](#)). This result highlights again the importance of creating a learning oriented CMC.

Finally, from an applied point of view, the results point to the importance of assessing resilience and the strategies sustaining it not only as a general factor, but also in the context of specific kinds of adverse situations. If students’ resilience in front of family, **teachers** and peers actions that are responsible for adverse and stressful experiences is different, and if culture contributes also to such difference, it may be necessary to give different kinds of help to facilitate the acquisition of strategies that favour resilience in specific contexts. For this purpose, school psychologists need assessment instruments to determine the specific profile of subjective resilience, and the SRQ can be of help.

In summary, this paper has provided new evidence, obtained in a new cultural context, on the validity of the SRQ. Nevertheless, our study has some limitations. This is a subjective measure, and the process of validating it has centred on studying its relation with CMC and with the attribution of perceived changes in some motivational variables to teacher’s work. Thus, many questions arise that need to be answered. What ‘processes’ underlie subjective resilience? What does a teenager do that allows him/her to say he/she does not become discouraged when facing an adverse situation and that makes him/her different from the teenager who says that he/she does get discouraged? Could they be the motivational processes described by Good and Dweck (2006)? Or perhaps they could be the coping processes suggested by Leipold and Greve (2009)? What personality factors are associated to it? Perhaps those suggested by Prince-Embury and Courville (2008)? These questions must have a place in the research agenda.

Notes

1. The questionnaire can be found in English, Spanish and French at: <http://sohs.pbs.uam.es/test/resiliencia> (Spanish); <http://sohs.pbs.uam.es/test/frances/rsq> (French); http://sohs.pbs.uam.es/test/resiliencia_ingles (English).
2. The questionnaire can be found in English, Spanish and French at: http://sohs.pbs.uam.es/test/CMC_Spanish; http://sohs.pbs.uam.es/test/CMC_French; http://sohs.pbs.uam.es/test/CMC_English.

Evaluación de la resiliencia subjetiva: validez transcultural e implicaciones educativas del ‘Cuestionario de Resiliencia Subjetiva’ (SRQ)

En un trabajo reciente, Alonso-Tapia, Nieto, y Ruiz (2013) han desarrollado el *Cuestionario de resiliencia subjetiva* (*Subjective Resilience Questionnaire, SRQ*). ‘Resiliencia’, porque debe informar de las reacciones del adolescente ante las situaciones adversas que experimenta en el seno de la familia y ante la actuación de profesores y compañeros en la escuela; y ‘subjetiva’ porque su objetivo es el conocimiento de *la perspectiva personal del estudiante* sobre sus propias reacciones ante ciertas situaciones adversas. La creación de este cuestionario responde al hecho de que la mayor parte de los trabajos de investigación sobre la resiliencia se han centrado en identificar los factores de riesgo y de protección que favorecen respuestas positivas frente a circunstancias adversas de la vida. No obstante, teniendo en cuenta el modo en que hasta el momento se ha orientado la investigación, para poder seguir avanzando sería aconsejable resolver dos problemas (Luthar, 2006; Luthar y Brown, 2007; Masten, 2007; Masten y Coatsworth, 1998; Unger, 2005): (a) la variedad de perspectivas conceptuales sobre la resiliencia, y (b) la inexistencia de un modelo universalmente aceptado que permita la medición del propio fenómeno de la resiliencia, ya que existen multitud de estrategias metodológicas diferentes para evaluarlo.

El desarrollo del SRQ se ha concebido para dar respuesta a ambos problemas y ofrecer a investigadores y psicólogos escolares un instrumento de evaluación útil. Una vez logrado este objetivo, se decidió comprobar si el cuestionario era válido en un contexto cultural diferente, lo que constituye el objeto de este estudio.

Marco teórico

En lo que concierne a la cuestión conceptual, los términos ‘resiliencia’, ‘competencia’, ‘resiliencia-del-yo’ (ego-resilience) y ‘resistencia’ en cierto modo se solapan, y era necesario decidir si son diferentes o si se trata de constructos teóricos redundantes. Como se explica en Alonso-Tapia *et al.* (2013), Luthar (2006) utilizaba criterios teóricos para esclarecer las similitudes y las diferencias. Para ella, *resiliencia* implica dos elementos, adaptación positiva y situaciones adversas, mientras que *competencia* implica solo el primero. En cuanto a *resiliencia-del-yo*, se considera un rasgo que refleja la variedad de recursos generales de que dispone el individuo frente a situaciones diversas, mientras que *resiliencia* es un fenómeno. Por lo que respecta a *resistencia*, se trata de un rasgo general que incluye tres predisposiciones de la personalidad: compromiso (tener un propósito, ser activo, etc.),

expectativas de control y desafío (Kobasa, Maddi, y Khan, 1982). Otros autores consideran incluso que la resiliencia es un superfactor que incluye diversos factores intermedios de la personalidad.

Por otro lado, el comportamiento resiliente es un fenómeno que requiere explicación, como ocurre con la mayoría de los rasgos de la personalidad (Leipold y Greve, 2009). Por lo tanto, para establecer con precisión el tipo de factores que contribuyen a la resiliencia, o si la resiliencia se diferencia o no de otros conceptos relacionados con la personalidad, o incluso para validar con mayor precisión ‘modelos robustos’ que puedan explicar la resiliencia, es necesario medir el propio fenómeno y no solo sus causas. ¿Cómo podemos hacerlo?

Alonso-Tapia *et al.* (2013) partieron de una revisión de investigaciones anteriores sobre la medición de la resiliencia. Dos trabajos recientes facilitaron esta tarea: (a) una revisión metodológica de las escalas de medición de la resiliencia efectuada por Windle, Bennet, y Noyes (2011) y (b) una revisión sistemática de los problemas metodológicos y conceptuales de la medición de la resiliencia, realizada dentro del proyecto Reaching in... Reaching out (2010).

En los estudios previos, los procedimientos utilizados en la evaluación de la resiliencia se desarrollaron bajo la premisa de que esta característica personal es, o bien el resultado de la combinación de ciertos rasgos o factores que la determinan —por ejemplo: la reactividad emocional positiva, el sentimiento de vinculación o pertenencia y el sentimiento de dominio (Prince-Embury y Courville, 2008)— o bien la consecuencia de aplicar estrategias de afrontamiento que resultan en una adaptación positiva ante la adversidad (Leipold y Greve, 2009). El problema en ambos casos es que los autores no distinguen entre las causas y los resultados (Olsson, Bond, Burns Vella-Broderick, y Sawyer, 2003). Por esta razón, se concluyó que ninguno de los instrumentos estudiados evaluaba el fenómeno en sí —excepto en adultos (Smith *et al.*, 2008) y cuando se utilizan medidas de evaluación objetivas (Bonanno, 2005)— dado que la adaptación conceptual y teórica de muchas de las escalas era cuestionable.

Esta cuestión podría resolverse con más mediciones directas de la resiliencia, bien basadas en comportamientos que revelan adaptación positiva (medidas objetivas), o bien basadas en la percepción de las reacciones habituales ante situaciones adversas (medidas subjetivas). Ambas mediciones presentarían inevitablemente ventajas e inconvenientes, pero ambas son necesarias ya que reflejan diferentes aspectos de la resiliencia. Puesto que ninguna medición cubría el vacío detectado, Alonso-Tapia *et al.* (2013) decidieron desarrollar un cuestionario de resiliencia subjetiva. Las características psicométricas del cuestionario desarrollado en el estudio citado eran buenas, pero se habían obtenido con estudiantes españoles. Por tanto, se decidió estudiar si era posible extrapolar sus predicciones a otras culturas y contextos.

Como en el estudio original, el problema principal era decidir cómo establecer la validez del nuevo instrumento. Se contemplaron varios pasos y estrategias. El primer paso fue determinar la validez estructural y la validez cruzada de la estructura factorial del cuestionario, primer paso también del estudio original. Sin embargo, en el presente estudio se añadió un análisis multigrupo (estudiantes

españoles y franceses) para comprobar si la estructura del cuestionario era similar en ambos grupos.

Además de este análisis multigrupo, se realizaron también varios análisis predictivos siguiendo el modelo que se muestra en la [Figura 1](#). Puesto que nuestro principal proyecto de investigación se centra en el estudio de los efectos del clima motivacional de clase en la motivación (Alonso-Tapia y Fernández, 2008, 2009; Ames, 1992; Midgley *et al.*, 2000), en el estudio original se examinaron varias hipótesis que relacionaban la orientación a metas, la resiliencia y el clima motivacional de clase, de un modo similar a las hipótesis que se muestran en la [Figura 1](#). En el presente estudio, sin embargo, se ha introducido un cambio.

Existen trabajos de investigación que analizan qué variables conforman el clima motivacional de clase ‘que más favorece el interés y el esfuerzo por aprender’. Alonso-Tapia y Pardo (2006), siguiendo la línea marcada por Ames (1992), resumieron varios patrones de enseñanza que se pueden organizar en torno a diferentes momentos a lo largo de la secuencia de aprendizaje —antes, durante y después de la instrucción— y cuya efectividad para mejorar la motivación por el aprendizaje había sido ya señalada por diferentes estudios de investigación anteriores. Tomando este trabajo como punto de partida, Alonso-Tapia y Fernández (2008, 2009) desarrollaron el ‘Cuestionario de Clima Motivacional de Clase’ (*Classroom Motivational Climate Questionnaire*, CMCQ). Este cuestionario evalúa el grado en que los estudiantes expresan cómo los diferentes patrones de enseñanza favorecen el clima motivacional de clase, fomentando así su motivación para aprender. Dada la naturaleza del CMC, y teniendo en cuenta los resultados de análisis previos, la resiliencia (a) puede actuar como moderador del CMC percibido, y (b) puede verse afectada por el CMC. Pasamos a explicar ambas afirmaciones.

En primer lugar, según Leipold y Greve (2009) y Good y Dweck (2006), tanto las estrategias de afrontamiento positivas como la orientación a metas de dominio son procesos que subyacen a la resiliencia. Así, la resiliencia puede mediar en la

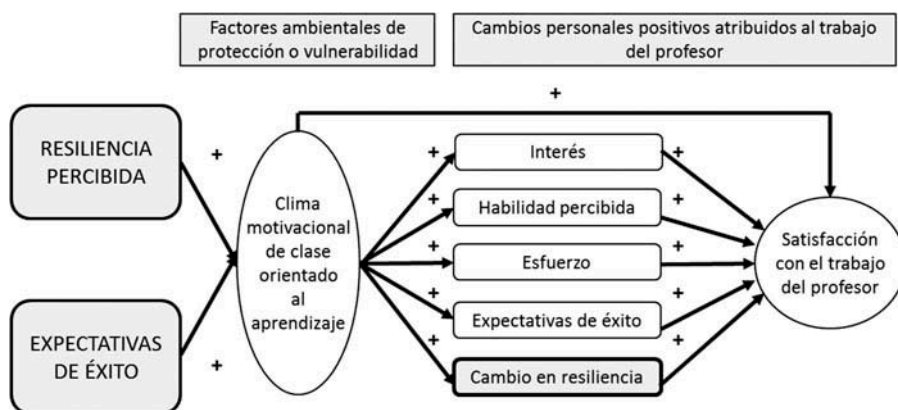


Figura 1. Relaciones hipotéticas entre resiliencia, expectativas de éxito, clima motivacional de clase y cambios personales positivos atribuidos al trabajo del profesor.

percepción positiva o negativa de los patrones de enseñanza que definen el CMC: si el nivel de resiliencia es alto, es probable que los estudiantes no consideren ciertos patrones de un modo tan negativo como en niveles de resiliencia bajos. Y lo mismo se puede afirmar en relación con la orientación a metas. Sin embargo, en el modelo no se han incluido mediciones de orientación a metas debido a la existencia de resultados previos que sugerían colinealidad entre resiliencia orientada a metas y las expectativas de éxito al predecir el CMC (Alonso-Tapia *et al.*, 2013).

En segundo lugar, Alonso-Tapia y Fernández (2008, 2009) demostraron que las puntuaciones del CMC predicen en los estudiantes el grado de relación entre los cambios subjetivos en cuanto a interés, esfuerzo, capacidad percibida, expectativas de éxito y nivel de satisfacción, y el modo en el que los profesores dirigen sus clases. De ese modo, si la contribución del CMC al cambio de las variables motivacionales es positiva, es posible que el CMC pueda predecir también la atribución de cambios en la resiliencia al trabajo del profesor. Además, si la resiliencia actúa como intermediaria en la percepción del CMC, es probable que la *resiliencia inicial* prediga la atribución del *cambio en resiliencia* también al trabajo del profesor.

Método

Muestra

Participaron en el estudio un total de 750 estudiantes de una escuela privada de educación secundaria de Poitiers (Francia), 496 mujeres y 254 varones distribuidos en diferentes niveles de educación secundaria, bachillerato y formación profesional. El rango de edad para el que se desarrolló el cuestionario es el de la muestra; es decir, estudiantes de entre 14 y 23 años de edad (Media = 17.09; *DT* = 1.59). Se dividió la muestra de forma aleatoria en tres submuestras con un número prácticamente igual de sujetos. La primera muestra se utilizó para llevar a cabo los análisis iniciales y el resto para la validez cruzada de los resultados. En los análisis solo se incluyeron sujetos cuyos resultados estuvieran completos.

Materiales

Para probar nuestras hipótesis se utilizaron los siguientes instrumentos:

- (1) *Cuestionario de resiliencia subjetiva (SRQ)*¹ (Alonso-Tapia *et al.*, 2013), que se tradujo al francés. El cuestionario tiene una escala general (*subjective resilience*, SR) y tres escalas específicas que evalúan el grado de resiliencia percibido por el estudiante ante circunstancias adversas a las que se enfrenta en su relación con profesores (*resilience in front of teachers*, RT), compañeros (*resilience in front of peers*, RP) y familia —padres— (*resilience in front of family*, RF). Estas escalas incluyen ítems positivos y negativos tales como: ‘A veces mis profesores me dicen que lo que hago o digo no es correcto, sin tratar de entender qué es lo que me resulta difícil,

pero no por eso disminuye mi esfuerzo por aprender.’, ‘A veces mis amigos me critican porque no hago algo bien en lugar de ayudarme, pero no por eso disminuye mi esfuerzo por superarme y mejorar.’, ‘Si mis padres no me hacen caso cuando necesito que me ayuden con un problema, me desanimo y dejo de intentar resolverlo.’ Los índices de fiabilidad son: SR: $\alpha = .85$; RT: $\alpha = .74$; RP: $\alpha = .64$; RF: $\alpha = .65$.

- (2) *Cuestionario del clima motivacional de clase (Classroom Motivation Climate Questionnaire, CMCQ)*² (Alonso-Tapia y Fernández, 2008, 2009). Este cuestionario se diseñó para incluir 16 tipos de estrategias o patrones educativos que, según la revisión teórica, podrían afectar a la motivación del estudiante para aprender. Se incluyeron dos ítems para evaluar cada patrón; uno positivo y otro negativo, para evitar efectos de aquiescencia. Cada ítem se responde en una escala Likert de cinco puntos, de modo que la puntuación de cada patrón oscila entre el 1 y el 10. El cuestionario solo tiene una escala, *Clima motivacional de clase orientado al aprendizaje* (fiabilidad $\alpha = .93$). Esta escala se utiliza para comprobar, en primer lugar, si la resiliencia, como característica personal percibida más o menos estable, regula la percepción que tiene el estudiante del clima motivacional de clase, y en segundo lugar, examinar si el grado en que los estudiantes atribuyen la resiliencia al trabajo del profesor depende principalmente del clima motivacional de clase o si está regulado por otras variables tales como una resiliencia subjetiva previa —medida por el SRQ— o las expectativas del estudiante.
- (3) También se utilizaron seis escalas independientes para evaluar la *percepción del papel del profesor en los cambios de la resiliencia de estudiante, su interés, la percepción de sus capacidades, el esfuerzo realizado, las expectativas de éxito y la satisfacción con el profesor*. La escala del cambio de resiliencia percibido (*perceived change in resilience scale*, PCRS) tiene ocho ítems y un índice de fiabilidad $\alpha_{\text{PCRS}} = .83$. Las cinco escalas siguientes (*interés, interest* — INT; *habilidad percibida, perceived ability* — PAB; *esfuerzo realizado, effort expenditure* — EFF; *expectativas de éxito, success expectancies* — SUC; *satisfacción con el profesor, satisfaction with teacher work* — SAT) son de tres ítems y sus índices de fiabilidad son $\alpha_{\text{INT}} = .75$; $\alpha_{\text{PAB}} = .72$; $\alpha_{\text{EFF}} = .69$; $\alpha_{\text{SUC}} = .66$. Por último, la escala de satisfacción tiene cuatro ítems y una fiabilidad de $\alpha_{\text{SAT}} = .72$. La [Tabla 1](#) incluye ejemplos de ítems de estas escalas, que se utilizaron para comprobar si el grado en que los estudiantes atribuyen la resiliencia y los cambios motivacionales al trabajo del profesor depende principalmente del clima motivacional de clase o del posible papel regulador de las expectativas y de la resiliencia general percibida. Todas estas escalas se han desarrollado y utilizado en estudios anteriores (Alonso-Tapia *et al.*, 2013; Fernández, 2009).
- (4) Una escala para evaluar expectativas ($\alpha = .80$). Esta escala pertenece a la segunda parte del cuestionario sobre ‘*Motivaciones y expectativas*’ (MEVA3) (Alonso-Tapia, 2005).

Tabla 1. Ejemplos de ítems de las escalas que evalúan el papel atribuido al profesor en el cambio percibido en la resiliencia y la motivación.

Escala	Ítem
Resiliencia	El modo en que este profesor nos ayuda a enfrentarnos a las dificultades hace que no me desanime cuando fracaso en mis estudios
Interés	Si estoy tan interesado en esta asignatura es por la manera en que trabajamos con este profesor
Capacidad percibida	Una buena cualidad de este profesor es que me hace sentir capaz de aprender por mí mismo
Esfuerzo	Gracias a los ánimos que me da el profesor, trato de aprender cada vez más
Expectativas de éxito	Teniendo en cuenta la manera en que este profesor nos enseña, es poco probable que saque buenas notas (-)
Satisfacción	Si se pudiera elegir al profesor, recomendaría a mis compañeros que escogieran al mío sin dudarlo

Procedimiento

La recogida de datos tuvo lugar al final del primer trimestre. Los estudiantes rellenaron los cuestionarios en una sesión de 50 minutos. Antes de empezar, el investigador les indicó cómo rellenarlos y permaneció en el aula durante el proceso. Si los ítems hacían referencia a los padres y los estudiantes no vivían con sus verdaderos padres, se les indicó que pensarán en las personas que desempeñaban ese papel. Después de responder al SRQ, se pidió a cada grupo que respondiera al CMCQ y a las escalas finales en relación al profesor de una de las asignaturas, escogida de forma aleatoria. Tras completar los cuestionarios, se realizaron análisis factoriales confirmatorios (*Confirmatory factor analysis*, CFA) para comprobar el ajuste de los datos al modelo y comparar los datos de Francia con los estudios originales realizados con la muestra española.

Análisis de datos

Para determinar si la estructura factorial del SRQ era similar a la identificada originalmente por Alonso-Tapia *et al.* (2013), se realizaron cuatro tipos de análisis factoriales confirmatorios (CFA). En primer lugar, se utilizó la estructura sugerida por el primer trabajo de Alonso-Tapia *et al.* (2013) como modelo base. Esta estructura presupone la existencia de tres factores intermedios a partir de los cuales se derivaron después las escalas RT, RP y RF. Se utilizó para estimar el ajuste del modelo a través de técnicas confirmatorias (CFA-1) utilizando el programa AMOS (Arbuckle, 2003) y, tras comprobar que los datos eran adecuados para el análisis, se obtuvieron estimaciones aplicando el método de máxima verosimilitud. Para evaluar el ajuste al modelo se calcularon los índices de ajuste absoluto (χ^2 , χ^2/gl , e índice de bondad de ajuste — *goodness of fit index*, GFI) y de ajuste comparativo (índice de bondad de ajuste comparativo — *comparative fit index*, CFI— error medio cuadrático de aproximación — *root mean square error of approximation*, RMSEA), así como criterios de aceptación o rechazo basados en el grado de ajuste que describen Hair, Black, Babin, Anderson, y Tathan (2006).

En segundo lugar se realizaron dos análisis confirmatorios multigrupo para la validación cruzada de los resultados del análisis anterior utilizando, para el primero de ellos, las tres submuestras francesas (CFA-2) y, para el segundo, la muestra española ($N = 471$) y una submuestra francesa compuesta por estudiantes cuya edad era similar a la de la muestra española (de 14 a 17 años; $N = 475$) (CFA-3). Se utilizó el modelo teórico inicial como base para comparar sin restricciones la igualdad de parámetros entre las muestras y posteriormente se compararon otros modelos teóricos con el primero, prevaleciendo en este la igualdad entre grupos para los diferentes parámetros. Se evaluó el descenso relativo en bondad de ajuste mediante la diferencia en el estadístico Chi-cuadrado entre el modelo con restricciones y el modelo sin restricciones.

En tercer lugar, y con el objeto de comprobar si el género había tenido un efecto significativo en la estructura del cuestionario de resiliencia, se dividió la muestra francesa en dos submuestras en función del género y se realizó una reestimación por grupos (CFA-4).

Cuarto, en estudios previos no publicados se comprobó que las respuestas al SRQ podrían ser sensibles a otros factores además de la fuente de adversidad (actuaciones de padres, profesores o compañeros). Cabía la posibilidad de que las preguntas positivas y las negativas provocasen patrones de respuesta diferentes, porque las personas pueden reaccionar de manera diferente ante las circunstancias de la vida, y también ante los ítems de los cuestionarios, según se presenten de un modo positivo o negativo. Por lo tanto, se llevó a cabo un último análisis (CFA-5) para comprobar si el modelo base era adecuado una vez eliminado el efecto de varianza causado por la formulación del ítem, siguiendo la propuesta de Guftafsson y Åberg-Bengtsson (2010). Estos autores proponen que es posible utilizar una combinación de modelos jerárquicos y anidados para esclarecer las causas de la varianza cuando se trata de medir un constructo. De ahí que se introdujera en el modelo básico dos factores adicionales, uno correspondiente a los ítems negativos y otro a los positivos, que se presuponen sin correlación con la resiliencia, para diferenciar la varianza causada por la formulación positiva o negativa del ítem (factores de medición) de otras fuentes de resiliencia (profesores, compañeros o padres) y del propio constructo de resiliencia en general.

Quinto, se calculó la fiabilidad de las escalas de SRQ para la muestra francesa.

Sexto, para obtener información preliminar sobre la validez externa del SRQ, se llevaron a cabo análisis de correlación entre las puntuaciones obtenidas en todas las escalas generales utilizadas en el estudio, para toda la muestra. Además, se realizaron tres análisis de regresión utilizando el método *Enter* (manual), puesto que nos permitía seleccionar aquellas variables independientes cuya influencia sobre las variables dependientes queríamos comprobar. En el primero utilizamos la resiliencia subjetiva y las puntuaciones de las expectativas como predictores, y las puntuaciones del CMCQ como criterio para comprobar nuestra hipótesis. En el segundo utilizamos expectativas, resiliencia y clima motivacional de clase percibido como predictores y, como criterio, las escalas que evaluaban el *Cambio* atribuido al trabajo del profesor en resiliencia y en las diferentes variables relacionadas con la motivación. Por último, en el tercer análisis de regresión, se utilizaron de nuevo

Resultados

La [Figura 2](#) muestra las estimaciones estandarizadas del modelo confirmatorio y la [Tabla 2](#) muestra las estimaciones no estandarizadas y los errores estandarizados.

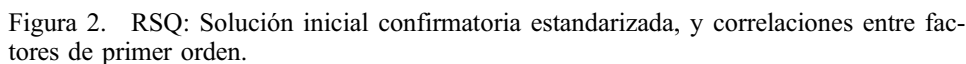


Tabla 2. CFA del modelo base. Pesos de la regresión.

		Estimación	E.E.		Estimación	E.E.
R-Profesor	←	Resiliencia	1.000	rsp23	R-Compañeros	.739***
R-Compañeros	←	Resiliencia	1.357***	rsp29	R-Compañeros	.697***
R-Familia	←	Resiliencia	1.073***	rsp2	R-Compañeros	-.941***
rst25	←	R-Profesor	.653***	rsp8	R-Compañeros	-.878***
rst7	←	R-Profesor	1.020***	rsp14	R-Compañeros	-.957***
rst1	←	R-Profesor	1.000	rsp20	R-Compañeros	-.850***
rst19	←	R-Profesor	.570***	rsp26	R-Compañeros	-.691***
rst13	←	R-Profesor	.741***	rsf3	R-Familia	1.000
rst22	←	R-Profesor	-1.362***	rsf9	R-Familia	.968***
rst4	←	R-Profesor	-1.647***	rsf15	R-Familia	.507**
rst10	←	R-Profesor	-1.729***	rsf21	R-Familia	.694***
rst28	←	R-Profesor	-.905***	rsf27	R-Familia	.850***
rst16	←	R-Profesor	-1.471***	rsf6	R-Familia	-.702***
rsp5	←	R-Compañeros	1.000	rsf12	R-Familia	-1.196***
rsp11	←	R-Compañeros	.718***	rsf18	R-Familia	-1.047***
rsp17	←	R-Compañeros	.343**	rsf24	R-Familia	-.779***
rsp23	←	R-Compañeros	.739***	rsf30	R-Familia	-1.047***

Notas: E.E.: Error estandarizado. *R-Profesor*: Resiliencia frente al profesor (Escala). *R-Compañeros*: Resiliencia frente a los compañeros (Escala). *R-Familia*: Resiliencia frente a la familia (Escala). rst: Resiliencia frente al profesor — teacher — (más el número de ítem). rsp: Resiliencia frente a los compañeros — peers — (más el número de ítem). rsf: Resiliencia frente a la familia — family — (más el número de ítem).

Tabla 3. Estadísticos de bondad de ajuste para el CFA del modelo base, para los análisis multigrupo de validación cruzada (*cross-validation analysis*, CVA), y para los análisis multigrupo por género.

	X^2	Gf	P	X^2/gf	GFI	CFI	RMSEA
CFA-1 (N = 375) Modelo base	1081.79	403	.000	2.68	.81	.67	.06
CFA-2. V-Cruz (N: 375, 375)	2084.44	806	.000	2.55	.83	.70	.04
CFA-3. Francia-España (HS) (N: 475, 471)	2241.99	806	.000	2.78	.84	.70	.04
CFA-4 Varones-Mujeres (N: 254, 496)	2.131.49	806	.000	2.64	.83	.68	.04

Nota: HS: High School.

Todas las cargas estimadas (λ) son significativas ($p < .001$). La [Tabla 3](#) muestra los estadísticos de ajuste del modelo propuesto (CFA-1). El estadístico *Chi-cuadrado* es significativo, probablemente debido al tamaño de la muestra (Hair *et al.*, 2006), pero el cociente χ^2/gf ($\chi^2/gf = 2.68 < 5$) y el estadístico RMSEA (error medio cuadrático de aproximación = $0.06 < 0.08$) se sitúan claramente dentro de los límites que permiten la aceptación del modelo. Los restantes índices de ajuste se encuentran ligeramente por debajo de los límites estándar de aceptación: GFI (índice de bondad de ajuste) = 0.81 y CFI (índice comparativo de bondad de ajuste) = 0.67. Por lo tanto, para decidir si el modelo está bien estimado o no, se hace necesario tener en cuenta los resultados de los análisis de validez cruzada.

Análisis de validación cruzada multigrupo (CFA-2)

De nuevo, en este caso, el estadístico *Chi-cuadrado* es significativo, probablemente debido al tamaño de la muestra, pero el cociente corregido χ^2/gf ($\chi^2/gf = 2.55 < 5$) y el RMSEA (error medio cuadrático de aproximación = $0.04 < 0.08$) se sitúan claramente dentro de los límites que permiten la aceptación del modelo. Sin embargo, los índices GFI y CFI se encuentran ligeramente por debajo de los límites generalmente aceptados (véase [Tabla 3](#), CFA-2). No obstante, los estadísticos comparativos que se incluyen en la [Tabla 4](#) muestran que el

Tabla 4. CFA-2 Validación cruzada del modelo a través de análisis multigrupo con dos muestras. Diferencias en Chi-cuadrado en la comparación del modelo con el modelo multimuestra sin restricciones.

Análisis	Modelo	Gf	Chi-cuadrado	P
CFA-2: CVA	Pesos de medida	27	22.519	.711
	Pesos estructurales	29	24.820	.688
	Covarianzas estructurales	30	25.221	.714
	Residuos estructurales	32	25.397	.790
	Residuos de medida	62	45.284	.945

ajuste no se reduce de un modo significativo incluso si se imponen restricciones en los pesos de medición, pesos estructurales, covarianzas estructurales, residuos estructurales y residuos de medición. Por lo tanto, se puede concluir que el modelo está bien estimado y que no hay que rechazarlo. Estos resultados son similares a los obtenidos en el estudio español.

Análisis de validación cruzada Francia-España

El segundo análisis multigrupo compara los resultados de ambos países obtenidos con estudiantes de edades similares. En lo concerniente a los índices de ajuste, tanto el cociente χ^2/gl como el estadístico RMSEA se sitúan dentro de los límites aceptables. Sin embargo, una vez más los índices GFI y CFI quedan ligeramente por debajo de estos límites (Tabla 3, CFA-3). Por lo tanto, se hace necesario de nuevo considerar los resultados del análisis de validación cruzada para decidir si el modelo está bien estimado. En este caso, los resultados para los modelos francés y español no son iguales. Si se imponen restricciones en los pesos, se observa que $\chi^2_{(gl = 27)} = 67.40$, $p > .001$. Por lo tanto, para comprobar la causa de esta diferencia, se aplicó el test Z (Clogg, Petkova, y Haritou, 1995) que muestra si la diferencia entre los pesos de regresión es significativa. En la mayoría de los casos en los que las diferencias entre los pesos de regresión fueron significativas ($Z > +1.96$; $Z < -1.96$), la aceptación del contenido del ítem implica reconocer un desánimo o falta de resiliencia (pesos que relacionan los ítems 16, 22 y 28 con RT; 8 y 26 con RP; y 6, 12 y 24 con RF). Además, en todos los casos en los que se observa una diferencia significativa (los pesos mencionados y los que relacionan los ítems 13, 19 y 25 con RT), los pesos son mayores en la muestra española. Por último, ningún peso de regresión que relaciona factores intermedios con SR es significativo.

Efectos del género en la estructura del cuestionario: análisis multigrupo por género (CFA-4)

El tercer análisis multigrupo analiza la validez de la estructura que se identificó como una función del género. De nuevo se observa que los índices de ajuste χ^2/gl y RMSEA se sitúan dentro de los límites aceptables, aunque el GFI y el CFI quedan fuera por muy poco (Tabla 3, CFA-4 varón/mujer). Sin embargo, una vez más, los estadísticos correspondientes a la comparación de modelos demuestran que el ajuste no se reduce de un modo significativo incluso si se imponen restricciones en los pesos de medición ($\chi^2_{(gl = 27)} = 32.80$, $p = .204$). Se puede concluir, por tanto, que el modelo es válido tanto para mujeres como para varones y en consecuencia no debe ser rechazado. Estos resultados son similares a los obtenidos en el estudio español.

Análisis factorial anidado para controlar el efecto de la formulación positiva o negativa de los ítems

En este análisis (CFA-5), la mayoría de las cargas estimadas (λ) que relacionan variables estimadas con variables latentes intermedias fueron muy significativas ($p < .001$), así como aquellas que relacionan a estas variables con la resiliencia (resiliencia ante los profesores: $\gamma_{11} = .56$, ante los compañeros: $\gamma_{12} = .88$, ante los padres: $\gamma_{13} = .68$). Lo mismo sucede con las cargas (λ) que relacionan los ítems negativos con el factor negativo y los ítems positivos con el positivo. En este modelo, los estadísticos de bondad de ajuste fueron mucho mejores que los del modelo base. El estadístico *Chi-cuadrado* es significativo, probablemente debido al tamaño de la muestra, pero el cociente $\chi^2/gl = 1.82 < 5$ y el índice RMSEA = $.04 < .08$ se encuentran de nuevo dentro de los límites que permiten que el modelo sea aceptable. El resto de los índices de ajuste se situaron ligeramente por debajo de los límites aceptables, pero más cerca de ellos que los del modelo base: GFI = $.89$; CFI = $.85$.

Fiabilidad

Antes de estudiar la validez externa de la resiliencia subjetiva (SR), se calcularon coeficientes α de Cronbach para ésta y todas las restantes escalas del estudio. Los resultados se muestran en la [Tabla 5](#). El índice de fiabilidad de la escala SR es excelente ($.85$) y los del resto de las escalas son suficientemente buenos y aceptables para los objetivos de este estudio.

Análisis de correlación y de regression

La [Tabla 5](#) muestra también las correlaciones entre SR y el resto de las escalas utilizadas en el estudio. Algunos de los resultados merecen mención especial.

Primero, la correlación entre SR y CMC es positiva y significativa. Sin embargo, como muestra el análisis de regresión que se presenta en la [Tabla 6](#), son las expectativas y no la resiliencia subjetiva el predictor principal del grado en que los estudiantes perciben el CMC como orientado al aprendizaje, a pesar de que SR tiene un peso significativo en esta predicción. Este resultado es similar al obtenido en el estudio español en tanto que ambas variables predicen las puntuaciones del CMC de modo significativo. Sin embargo, es diferente puesto que en la muestra española el poder de predicción de SR ($.370$) era casi el doble que el de las expectativas ($.204$), justo a la inversa de lo que ocurre aquí.

Segundo, como era de esperar, el CMC y el grado en que los estudiantes atribuyen los cambios percibidos en las variables de motivación y en la resiliencia al trabajo de sus profesores también correlacionaron significativamente. SR también correlaciona de modo significativo con el cambio percibido en resiliencia (véase la [Tabla 7](#)), y también contribuye de un modo significativo a este resultado, como muestra el análisis de regresión que se presenta en la [Tabla 7](#), un resultado

Tabla 5. Correlaciones y coherencia interna de las escalas^{1,2}.

<i>N</i> = 452	SE	SR	CMC	INT	PAB	EFF	SUC	PCR	SAT
Expectativas de éxito (SE)	.70	.318**	.320**	.284**	.272**	.193**	.198**	.185**	.270**
Resiliencia Subjetiva (SR)		.84	.198**	.145**	.192**	.193**	.198**	.207**	.183**
Clima Motivacional de Clase orientado al aprendizaje (CMC)			.93	.694**	.677**	.625**	.686**	.643**	.767**
Interés atribuido al trabajo del profesor (INT)				.74	.696**	.636**	.711**	.597**	.754**
Capacidad percibida atribuida al trabajo del profesor (PAB)					.66	.639**	.686**	.615**	.727**
Propensión al esfuerzo atribuida al trabajo del profesor (EFF)						.59	.629**	.542**	.672**
Expectativas de éxito atribuidas al trabajo del profesor (SUC)							.67	.635**	.746**
Cambio percibido en la resiliencia atribuido al trabajo del profesor (PCR)								.87	.637**
Satisfacción con el trabajo del profesor (SAT)									.80

Notas: ¹** Correlaciones significativas a nivel 0.01; * Correlaciones significativas a nivel 0.05.

²Los índices de fiabilidad (α) correspondientes al presente estudio se muestran en la diagonal.

que no se observó en España. Este resultado pone de relieve la importancia de crear un CMC orientado al aprendizaje para favorecer el desarrollo de la resiliencia.

Por último, se confirma la correlación esperada entre los cambios percibidos en todas las variables motivacionales y en la resiliencia con la satisfacción con el trabajo del profesor, y lo que es más importante, como muestra el análisis de regresión que se presenta en la [Tabla 8](#), todos ellos contribuyen de un modo significativo y similar, junto con el CMC, a la satisfacción del

Tabla 6. Análisis de regresión. Criterio: *Clima Motivacional de Clase (CMC)*¹ *percibido*.

Variable criterio	R	R ²	P	Predictores: coeficientes de regresión estandarizados	
				Resiliencia	Expectativas
Clima Motivacional de Clase	.335	.226	.000	.107***	.286***

Notas: ¹*** $p < .001$; ** $p < .01$; * $p < .05$; NS = No significativo.

Tabla 7. Análisis de regresión. Criterio: *Cambios en la resiliencia y en las diferentes variables relacionadas con la motivación atribuidos al trabajo del profesor*.

Variables criterio.	R	R ²	P	Predictores: coeficientes estandarizados de regresión		
				CMC	Resiliencia	Expectativas
Cambio percibido en resiliencia	.650	.423	.000	.639***	.102**	NS
Cambio percibido en interés	.697	.480	.000	.637***	NS	.073**
Cambio percibido en capacidad	.681	.463	.000	.652***	NS	NS
Cambio percibido en esfuerzo	.629	.396	.000	.602***	.064*	NS
Cambio percibido en expectativas de éxito	.690	.476	.000	.662***	.054*	NS

Notas: *** $p < .001$; ** $p < .01$; * $p < .05$; NS = No significativo.

estudiante con el trabajo del profesor, alcanzando un valor muy elevado en la cantidad de varianza explicada ($R^2 = .74$). Este resultado es paralelo al obtenido en el estudio español.

Discusión y conclusiones

El principal objetivo de este estudio era comprobar la validez transcultural del SRQ, una medida de la resiliencia en adolescentes. ¿Qué han puesto de manifiesto los resultados?

En primer lugar, los resultados obtenidos señalan que el modo de operativizar la resiliencia subjetiva es válido no solo en España sino también en Francia, tanto en la enseñanza secundaria (secundaria y bachillerato) como en la formación profesional y vocacional. Los resultados muestran, tanto en Francia como en España, que la estructura del SRQ está bien estimada, y que los resultados de los diferentes CFAs —basados en subgrupos establecidos en función del género o aleatoriamente— apoyan esta conclusión.

Segundo, nuestros resultados tienen implicaciones directas en relación con un hecho ya señalado por Luthar (2006). Esta autora afirma que la resiliencia no es un fenómeno de tipo ‘todo o nada’; un individuo puede mostrar resiliencia frente a una clase determinada de adversidad pero no cuando se enfrenta a otra. Nuestros

Tabla 8. Análisis de regresión. Criterio: *Satisfacción* atribuida al trabajo del profesor¹.

Predictores: coeficientes de regresión estandarizados										
			Interés	Cambio percibido en capacidad	Cambio percibido en esfuerzo	Cambio percibido en expectativas de éxito	Cambio percibido en resiliencia	CMC	Resiliencia	Expectativas
<i>R</i>	<i>R</i> ²	<i>P</i>								
.86	.74	.000	.214***	.154***	.115***	.195***	NS	.280***	NS	NS

Notas: ¹CMC: Clima motivacional de clase; *** $p < .001$; ** $p < .01$; * $p < .05$; NS = No significativo.

resultados, particularmente cuando los comparamos con los obtenidos con la muestra española, apoyan este punto de vista. Según ambos estudios, es aceptable obtener un índice general de resiliencia (RS). Todo ello significa que, incluso si la resiliencia — como fenómeno — varía según ocurra en un contexto u otro, los procesos adaptativos o no adaptativos que generan resiliencia o la falta de resiliencia, tienden a generalizarse ante diferentes entornos adversos. Esta generalización implica la posibilidad de que existan ciertos procesos específicos comunes que subyacen a la adaptación positivo —resiliencia— cuando el individuo se enfrenta a la adversidad en contextos diferentes. No obstante, la existencia de tres factores intermedios sugiere que la resiliencia no se manifiesta de un modo completamente igual en los tres contextos a los que se refieren dichos factores (profesores, compañeros y familia). Este hecho resulta mucho más evidente en España que en Francia, puesto que las correlaciones entre las escalas correspondientes a los tres factores eran mucho menores (España: $r_{\text{prof.-comp.}}$: .10; $r_{\text{prof.-padres}}$: .11; $r_{\text{comp.-padres}}$: .17; France: $r_{\text{prof.-comp.}}$: .56; $r_{\text{prof.-padres}}$: .52; $r_{\text{comp.-padres}}$: .60), lo que demuestra que es necesario aprender cómo adaptar las estrategias generales de afrontamiento que subyacen a la resiliencia a los requerimientos específicos de cada contexto.

Tercero, dos resultados inesperados merecen atención especial. Primero, gran parte de las diferencias entre la muestra española y la francesa se deben a que las respuestas de los estudiantes de cada cultura no convergen con la misma claridad o regularidad en reconocer que la situación que se presenta en algunos ítems activa en ellos reacciones resilientes o no. La convergencia de los estudiantes españoles es mayor que la de los franceses. Segundo, esta diferencia es mayor en ítems cuyo contenido hace referencia a una reacción no resiliente. Estos resultados implican que la naturaleza de la situación adversa o la toma de conciencia del modo en que se reacciona, o ambas cosas, están más claras para los estudiantes españoles que para los franceses. Esta es una diferencia cultural que probablemente sea debida a diferentes prácticas de enseñanza y experiencias de aprendizaje que deberían ser identificadas.

Cuarto, tanto la resiliencia subjetiva (*subjective resilience*, SR) como las expectativas predicen el valor motivacional que los estudiantes atribuyen a los diferentes patrones de enseñanza que configuran el CMC (las relaciones hipotéticas están marcadas en la [Figura 1](#) con el signo + a la izquierda), aunque el peso de la SR en España (.370) es tres veces mayor al peso de la SR en Francia (.107). Esta discrepancia puede deberse a las diferencias antes mencionadas entre los estudiantes de cada país en el grado en que perciben las situaciones como adversas o en la percepción de su propio nivel de resiliencia frente a situaciones adversas. Obviamente, esta es una hipótesis que debe ser investigada.

Quinto, un resultado muy importante es que los estudiantes atribuyen en muy alto grado el desarrollo de su resiliencia —o ausencia de ella— al grado en que los profesores crean un CMC orientado al aprendizaje (las relaciones hipotéticas están marcadas en el centro de la [Figura 1](#) con el signo +), una atribución que

apenas depende de la SR anterior. Este resultado pone de relieve la importancia de crear un CMC orientado al aprendizaje para favorecer el desarrollo de la resiliencia, cuando menos desde el punto de vista de los estudiantes. No obstante, somos conscientes de que esta hipótesis está basada en datos correlacionales y, por lo tanto, se deberían llevar a cabo estudios empíricos que la corroboren.

Sexto, los análisis de correlación y regresión han revelado que la ‘satisfacción con el trabajo del profesor’ depende principalmente del CMC y del cambio percibido en variables motivacionales que, a su vez, es atribuido al CMC (las relaciones hipotéticas están marcadas en la [Figura 1](#) con el signo + a la derecha). Este resultado señala de nuevo la importancia de crear un CMC orientado al aprendizaje.

Por último, desde un punto de vista aplicado, los resultados señalan la importancia de evaluar la resiliencia y las estrategias que la sustentan no solo como un factor general, sino también en el contexto de diferentes situaciones adversas específicas. Si los estudiantes muestran una resiliencia diferente ante aquellas actuaciones de la familia, los profesores o los compañeros que provocan experiencias adversas y estresantes podría ser necesario ofrecerles diferentes tipos de ayuda para facilitar el aprendizaje de estrategias que favorecen la resiliencia en contextos específicos. Para ello, los psicólogos escolares necesitan instrumentos de evaluación que determinen el perfil específico de la resiliencia subjetiva y el SRQ puede servir de ayuda.

En resumen, este artículo aporta nuevas pruebas, obtenidas en un contexto cultural nuevo, sobre la validez del SRQ. No obstante, nuestro estudio adolece de algunas limitaciones. Se trata de una medida subjetiva y el proceso de su validación se ha centrado en el estudio de su relación con el CMC y con la atribución al trabajo del profesor de los cambios percibidos en ciertas variables motivacionales. Así pues, surgen múltiples preguntas que requieren una respuesta. ¿Qué ‘procesos’ subyacen a la resiliencia subjetiva? ¿Qué hace que un adolescente afirme que no se desanima cuando se enfrenta a una situación adversa y qué lo hace diferente del adolescente que afirma que sí se desanima? ¿Podría tratarse de los procesos motivacionales que describen Good y Dweck (2006)? ¿O quizás podría tratarse de las estrategias de afrontamiento que proponen Leipold y Greve (2009)? ¿Qué factores de la personalidad están asociados con ello? ¿Podrían ser los factores que sugieren Prince-Embury y Courville (2008)? Todas estas preguntas deberían tener cabida en los programas de investigación.

Notas

1. El cuestionario está disponible en inglés, español y francés en: <http://sohs.pbs.uam.es/test/resiliencia> (Español); <http://sohs.pbs.uam.es/test/frances/rsq> (Francés); http://sohs.pbs.uam.es/test/resiliencia_ingles (Inglés).
2. El cuestionario está disponible en inglés, español y francés en: http://sohs.pbs.uam.es/test/CMC_Spanish; http://sohs.pbs.uam.es/test/CMC_French; http://sohs.pbs.uam.es/test/CMC_English.

Acknowledgements / Agradecimientos

This research was supported by the grant of the Ministerio de Ciencia e Innovación, DU 2009-11765/EDUC. / *Esta investigación ha recibido el apoyo y la financiación del Ministerio de Ciencia e Innovación mediante el proyecto DU 2009-11765/EDUC.*

References / Referencias

- Alonso-Tapia, J. (2005). Motivaciones, expectativas y valores-intereses relacionados con el aprendizaje [Motives, expectancies and values; learning-related interests]. *Psicothema*, 17, 404–411.
- Alonso-Tapia, J., & Fernández, B. (2008). Development and initial validation of the classroom motivational climate questionnaire (CMCQ). *Psicothema*, 20, 883–889.
- Alonso-Tapia, J., & Fernández, B. (2009). Un modelo para el análisis del clima motivacional de clase: Validez transcultural e implicaciones educativas [Classroom motivational climate: Cross-cultural validity and educational implications]. *Infancia Y Aprendizaje*, 32, 597–612. doi:[10.1174/021037009789610368](https://doi.org/10.1174/021037009789610368)
- Alonso-Tapia, J., Nieto, C., & Ruiz, M. (2013). Measuring subjective resilience despite adversity due to family, peers and teachers. *The Spanish Journal of Psychology*, 16, 1–13. doi:[10.1017/sjp.2013.33](https://doi.org/10.1017/sjp.2013.33)
- Alonso-Tapia, J., & Pardo, A. (2006). Assessment of learning environment motivational quality from the point of view of secondary and high school learners. *Learning and Instruction*, 16, 295–309. doi:[10.1016/j.learninstruc.2006.07.002](https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2006.07.002)
- Ames, C. (1992). Classrooms: Goals, structures and student motivation. *Journal of Educational Psychology*, 84, 261–271. doi:[10.1037/0022-0663.84.3.261](https://doi.org/10.1037/0022-0663.84.3.261)
- Arbuckle, J. L. (2003). *Amos 5.0 update to the Amos user's guide*. Chicago, IL: Small Waters.
- Block, J. (2001). Millennial contrarianism: The five-factor approach to personality description 5 years later. *Journal of Research in Personality*, 35, 98–107. doi:[10.1006/jrpe.2000.2293](https://doi.org/10.1006/jrpe.2000.2293)
- Bonanno, A. (2005). Resilience in the face of potential trauma. *Current Directions in Psychological Science*, 14, 135–138. doi:[10.1111/j.0963-7214.2005.00347.x](https://doi.org/10.1111/j.0963-7214.2005.00347.x)
- Clogg, C., Petkova, E., & Haritou, A. (1995). Statistical methods for comparing regression coefficients between models. *The American Journal of Sociology*, 100, 1261–1293. doi:[10.1086/230638](https://doi.org/10.1086/230638)
- Fernández, B. [Development and validation of a Classroom Motivational Climate Questionnaire] (2009) *Desarrollo y validación de un cuestionario de clima motivacional de clase* Unpublished Doctoral dissertation. Madrid: Universidad Autónoma.
- Good, C., & Dweck, C. (2006). A Motivational Approach to Reasoning, Resilience and Responsibility. In R. Sternberg, & R. Subotnik (Eds.), *Optimizing student success with the other three R's: Reasoning, resilience, and responsibility* (pp. 39–56). Charlotte, NC: Information Age Publishing.
- Guftafsson, J. E., & Åberg-Bengtsson, L. (2010). Unidimensionality and interpretability of psychological instruments. In S. E. Embretson (Ed.), *Measuring psychological constructs: Advances in model-based approaches* (pp. 97–121). Washington, DC: American Psychological Association.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tathan, R. L. (2006). *Multivariate data analysis*. Upper Saddle River, NJ: Pearson-Prentice Hall.
- Kobasa, S. C., Maddi, S. R., & Kahn, S. (1982). Hardiness and health: A prospective study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 168–177. doi:[10.1037/0022-3514.42.1.168](https://doi.org/10.1037/0022-3514.42.1.168)

- Leipold, B., & Greve, W. (2009). Resilience: A conceptual bridge between coping and development. *European Psychologist*, 14, 40–50. doi:[10.1027/1016-9040.14.1.40](https://doi.org/10.1027/1016-9040.14.1.40)
- Luthar, S. S. (2006). Resilience in development: A synthesis of research across five decades. In D. Cicchetti, & D. J. Cohen (Eds.), *Development psychopathology: Risk, disorder and adaptation* (2nd ed., pp. 740–795). New York, NY: Wiley.
- Luthar, S. S., & Brown, P. J. (2007). Maximizing resilience through diverse levels of inquiry: Prevailing paradigms, possibilities, and priorities for the future. *Development Psychopathology*, 19, 931–955. doi:[10.1017/S0954579407000454](https://doi.org/10.1017/S0954579407000454)
- Masten, A. S. (2007). Resilience in developing systems: Progress and promise as the fourth wave rises. *Development and Psychopathology*, 19, 921–930. doi:[10.1017/S0954579407000442](https://doi.org/10.1017/S0954579407000442)
- Masten, A. S., & Coatsworth, J. D. (1998). The development of competence in favorable and unfavorable environments: Lessons from research on successful children. *American Psychologist*, 53, 205–220. doi:[10.1037/0003-066X.53.2.205](https://doi.org/10.1037/0003-066X.53.2.205)
- Midgley, C., Maher, M. L., Hruda, L. Z., Anderman, E., Anderman, L., Freeman, K. E., & Urdan, T. (2000). *Manual for the patterns of adaptive learning scales*. University of Michigan, Ann Arbor, MI.
- Olsson, C., Bond, L., Burns, J., Vella-Brodrick, D. A., & Sawyer, S. (2003). Adolescent resilience: A concept analysis. *Journal of Adolescence*, 26, 1–11. doi:[10.1016/S0140-1971\(02\)00118-5](https://doi.org/10.1016/S0140-1971(02)00118-5)
- Prince-Embury, S., & Courville, T. (2008). Measurement invariance of the resiliency scales for children and adolescents with respect to sex and age cohorts. *Canadian Journal of School Psychology*, 23, 26–40. doi:[10.1177/0829573508316590](https://doi.org/10.1177/0829573508316590)
- Reaching in... Reaching out. (2010). *Resilience: Successful navigation through significant threat*. Report prepared for the Ontario Ministry of Children and Youth Services Toronto: The Child and Family Partnership.
- Smith, B. W., Dalen, J., Wiggins, K., Tooley, E., Christopher, P., Bernard, J. (2008). The brief resilience scale: Assessing the ability to bounce back. *International Journal of Behavioral Medicine*, 15, 194–200. doi:[10.1080/10705500802222972](https://doi.org/10.1080/10705500802222972)
- Unger, M. (2005). *Handbook for working with children and youth: Pathways to resilience across cultures and contexts*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Windle, G., Bennet, K. M., & Noyes, J. (2011). A methodological review of resilience measurement scales. *Health and Quality of Life Outcomes*, 9, 1–18. doi:[10.1186/1477-7525-9-8](https://doi.org/10.1186/1477-7525-9-8)