

Relationship between Undergraduate Student Confidence, Approach to Learning and Academic Performance: The Role of Gender

Jesús de la Fuente*, Paul Sander**, and David Putwain***

*University of Almería (Spain), **Cardiff Metropolitan University (UK), ***Edge Hill University (UK)

Abstract

The aims of this research were: (1) Interdependence between academic confidence with approach to learning and achievement, by gender; (2) Model the relationship between the confidence academic, approach to learning and academic outcome. Data from 2429 psychology undergraduate students from three universities (two in Spain and one in the UK) was analysed using parametric tests of difference and structural equation modelling. Working with the ABC scale, the revised study process questionnaire two factor (R-SPQ-2) scale and academic performance measured by grade point average (GPA). The results showed that male students had higher levels of verbalising confidence. The female students showed higher confidence in studying and attendance and a lower surface approach to learning. Higher confidence was associated with a deep approach to learning but not directly with GPA scores. The implications are discussed.

Keywords: Academic behavioural confidence, deep approach to learning, academic performance, sex differences, ex post facto design.

Resumen

Los objetivos de esta investigación fueron: (1) establecer la interdependencia entre la confianza académica, el enfoque de aprendizaje y el rendimiento, según el género; (2) modelar las relaciones entre la confianza académica, el enfoque de aprendizaje y el rendimiento. Participaron 2429 estudiantes del grado de Psicología de tres universidades, dos españolas y una de UK. Se utilizó la escala de confianza académica (ABC), el cuestionario de proceso de estudio revisado, con dos factores (R-SPQ-2) y el rendimiento académico, medido por la calificación media (GPA). Se realizaron análisis con pruebas paramétricas de diferencias y modelos de ecuaciones estructurales. Los varones tuvieron mayores niveles de confianza en la verbalización. Las alumnas mostraron mayor confianza en el estudio y la asistencia, y menos enfoque superficial de aprendizaje. La confianza académica se asoció positivamente con un enfoque profundo, pero no con el rendimiento. Se comentan las implicaciones de los resultados.

Palabras clave: Confianza académica, enfoques de aprendizaje, rendimiento académico, diferencias de sexo, diseño ex post facto.

Acknowledgements: The data was collected with funding provided by R & D Project ref. EDU2011-24805 (2012-2014). Ministry of Education and Science (Spain) and Social Fund FEDER (EU).

Correspondence: Dr. Jesús de la Fuente Arias. Departamento de Psicología. Facultad de Humanidades y Psicología, Universidad de Almería, Dirección. Carretera de Sacramento s/n. 04120 La Cañada de San Urbano. Almería. E-mail: jfuente@ual.es

Introduction

Research centring on students' expectations of their own ability to study has a long history and has largely been driven by *self-efficacy* theory (Bandura, 1977). There has been much research into the relationship between the self-efficacy of students, in all stages of their education and other aspects of their study including their academic performance (Bandura, 1977, 2008; Pajares, 1996). The evidence is overwhelming that academic performance influences academic self-efficacy through mastery experience and that students with high academic self-efficacy tend to perform better or, as Bandura (2008) has argued, there is a bidirectional relationship between the self-efficacy and performance. Where there is no relationship between efficacy and performance, this is attributable to the lack of specificity in self-efficacy measured against the target performance (Bandura, 1977; Pajares, 1996).

In the 3P Model, Biggs (2003) describes the student learning experience as comprising three factors, *presage*, *process* and *product*, with strong impact from *presage* factors like students' sex, expectations and prior experience on *process* factors like approach to learning, which in turn affects student outcome, *product* or performance. Some of these relationships have been studied in previous research in the university (Closas,

Sanz de Acedo, & Ugarte, 2011; Miñano & Castejón, 2011).

Self-efficacy and academic behaviour confidence

The *academic behavioural confidence* (ABC) construct was designed to be a domain-specific measure of self-efficacy in relation to academic behaviours. Research that shows the validity of the ABC construct has been accumulating over the last 10 years. ABC has four components and meaningfully discriminates between students on different courses. Students on courses with higher entry requirements such as medicine, speech and language therapy and nutrition have higher confidence in one or more of the *grades*, *studying* and *attendance* components (Sander & Sanders, 2009). Data summarised by Sander (2009) shows that dyslexic students in UK higher education have lower academic confidence in *grades*, *verbalising* and *studying*, but neither female students nor dyslexic students showed significantly lower academic confidence on *attendance*, possibly interpreted as evidence that these students have equivalent engagement in their studies. However, the relationship must be established with learning approaches.

The role of gender

Demographic variables such as gender are important in modern

Higher Education, where expansion and concomitantly widening participation in the UK and the rest of Europe has resulted in a more varied student body than that which existed under an elite system with low representation from school leavers (Kosmala-Anderson & Wallace, 2007; Onyeizugbo, 2010; Richardson, Abraham & Bond, 2012). Joo, Bong and Choi (2000) illustrate that sex differences exist in a range of variables relating to academic behaviour in Korean undergraduate students, although Choi (2005) failed to find any gender differences in self-efficacy or self-confidence in his US sample. Research with the ABC construct has illustrated gender differences with male students being more confident than female students on the subscales *grades*, *verbalising* and *studying* (Sander, 2009; Sander & Sanders, 2007, 2009; Sanders, Sander, & Mercer, 2009).

Relations between confidence, learning approach and academic performance

High academic *self-efficacy* related to *deep* approach to learning (Ferla, Valcke, & Schuyten, 2009). Within the context of Bigg's 3P model, Students' ABC is conceived as a *presage* determinant of students' approach to learning, as a *process* variable. Sander, De la Fuente, Stevenson and Jones (2011), and Sanders, Sander and Mercer (2009) have found that the

ABC in grades, studying and verbalising show a significant, positive correlations with a *deep* approach to learning.

An important aspect of *self-efficacy* is that it is predictive of academic success. For example, a positive relationship between self-efficacy and performance was found in web based instruction (Joo et al., 2000). Zajacova, Lynch and Espenshade (2005) showed that non-traditional first year undergraduate students had positively related self-efficacy and grades but that self-efficacy was not related to persistence as measured by enrolling on the next course. Choi (2005) found that academic self-concept and domain-specific self-concept were significant predictors of term grades but neither general self-efficacy nor academic self-efficacy were significant predictors. These research findings from undergraduate students from a range of countries and courses and with differing background, along with many others (Multon, Brown & Lent, 1991) offer support for Bandura (1995) when he said that optimistic or strongly confident beliefs are necessary for success.

However, student academic performance is much more complicated than just being dependant on their self-efficacy. Likewise, Joo et al. (2000) found that prior achievement was related to academic self-efficacy as would be expected given that efficacy is conceived of arising from mastery experience

in addition to vicarious and physiological feedback (Bandura, 1977, 1995). In their meta-analytic study, Richardson et al. (2012) show that academic self-efficacy correlated with academic performance as measured by grade point average, but to a lesser extent than performance self-efficacy measures.

There is some evidence that *academic confidence* correlates with academic performance (Nicholson, Putwain, Connors, & Hornby-Atkinson, 2013) although it is anticipated that the correlation between academic confidence and academic performance will be low. Within the context of Biggs' 3P model, confidence is seen as a *presage* factor and performance as *product* with *process* factors such as approach to learning and self-regulation intervening (Biggs, 2003). Using structural equation modeling with an admittedly small sample of non-standard US students, Zajacova et al. (2005) showed the inter-relationship between a range of demographic variables, stress, efficacy and three performance measures. Similarly, using the confidence academic, students with different levels of academic qualifications prior to university show different confidences (Sander & Sanders, 2009).

Aims of the study

The research presented here aims to confirm and extend the existent relation between academic

confidence, approach to learning and achievement, by gender: 1) Interdependence between academic confidence and approach to learning, by gender. Students with greater academic confidence will have a more deep approach to learning; 2) Interdependence between academic confidence and academic performance, by gender: Students with greater academic confidence will perform better as measured by course grades. Conversely, low confidence will be predictive of poor performance; 3) Modelling the relationship between the confidence academic, approach to learning and academic outcome. We expected that male students had higher levels of confidence. We expected that students with greater academic confidence will have a more deep approach to learning and achievement.

Method

Participants

The data from which this analysis was conducted was from a larger corpus associated with a research and development project (see acknowledgements) and made up of Spanish students from the Universities of Almería and Granada (Spain), and students from Cardiff Metropolitan University, UK (Table 1). Not all students completed all scales nor had a final GPA. Thus, the numbers in the in-

dividual analyses may be less than those shown in Table 1 and vary across the aims of the study. There are two sets of students in the total sample ($n = 2429$) of undergraduate students that contributed data: those that have a final GPA and

those that do not. Given that the aims of the study include academic performance, primary analyses will be restricted to those just 959 students with GPA. When all students are considered, this will be made explicit and justified (Table 1).

Table 1

Participants

| Sample | Country | University | Year (%) | Age Mean (Years) (SD) | Male: Female (%) |
|------------|---------|--|--|-----------------------|------------------|
| $n = 2056$ | Spain | Almería and Granada | 1 st (45), 4 th (55) | 22,11 (3,54) | 20:80 |
| $n = 373$ | UK | Cardiff Metropolitan University (UWIC) | 1 st (53), 2 th (47) | 20,69 (4,97) | 22:78 |

Materials

The *academic behavioural confidence* scale, ABC (Aguila & Sander, 2012) was used with all analyses at the subscale level, computed as shown in Table 2. Students respond to a common stem 'Are you confident that you be will able to...' for each of the items in Table 2 on a 5-point scale (1 = 'not at all confident', 5 = 'very confident').

Research with a large UK sample (Sander & Sanders, 2009) has supported the support for the factorial validity and reliability of the ABC. A critical consideration of the validity of the ABC scale can be found in Sander (2009) and

Sander et al. (2011). The scale had previously been translated into Spanish by a professional translator in the field of educational psychology in Almería, Spain. Three Spanish professors in the area of psychology and education worked with the translator, to ensure the appropriateness of the translation. This process included back translation. In the current study the Cronbach's alpha reliability coefficients were shown to be at adequate (Grades $\alpha = .74$; Verbalising $\alpha = .79$; Attendance $\alpha = .78$) with the exception of Studying ($\alpha = .53$). Given the low alpha value found here, in contrast to previous studies (Aguila & Sander, 2011; Sander & Sanders, 2009),

the results pertaining to this scale should be treated with some caution.

The *revised two-factor study process questionnaire*, R-SPQ-2F (Biggs, Kember, & Leung, 2001), contains 20 items measuring two dimensions: Deep (e.g., 'I find that at times studying gives me a feeling of deep personal satisfaction') and Surface (e.g., 'My aim is to pass the course while doing as little work as possible') learning approaches. Students are asked to respond to these items on a 5-point Likert-type scale ranging from 1 ('rarely true of me') to 5 ('always true of me'). The R-SPQ-2F was translated into Spanish, adapted to take cultural differences into account, then independently translated back and further modified where necessary. Justicia, Pichardo, Cano, García-Berbén and De la Fuente (2008) showed a confirmatory factorial structure with a Spanish sample, similar to the study by Biggs et al. (2001), with a first order factor structure of two factors who also reported acceptable reliability coefficients. In the present study Cronbach's alpha reliability coefficients were acceptable (Deep $\alpha = .81$; Surface $\alpha = .77$).

Procedure

These scales were completed voluntarily, with confidentiality assured during class time by university students from Almería and

Granada in Spain and Cardiff in Wales, UK. ABC scores were collected during the Autumn term (Semester 1), R-SPQ-2F scores during the Spring term (Semester 2) and finally, GPAs were collected from university records at the end of the academic year.

Design and data analysis

A prospective analytical survey design was used to explore the perceptions and conceptions of university students. The study was prospective in that measures of student motivation (ABC) and student approach to learning (deep and surface) were collected towards the beginning of the academic year with final results, presented as a GPA at the end of the academic year.

Analysis was carried out using SPSS (version 19) for Windows. Correlations between variables were explored, followed by more detailed analysis using analysis of variance (ANOVA & MANOVA) for which cluster analysis was used to divide the sample into three groups. For each ABC subscale, the sample the cluster analysis of K-means function in SPSS was used to turn each ABC subscale from a continuous variable into a pseudo-manipulated IV. This way, groups of low, medium and high confidence were created. This strategy has the advantage of enabling the exploration of the relationship

between one variable, like confidence and others, like approach to learning and academic performance, without the assumption that there is a directly linear relationship between these variables. Finally, the relationship between these variables and academic outcome in addition was modelled in AMOS (version 18).

Results

Aim 1. Interdependence between academic confidence and learning approach, by gender

Table 2 shows the results for *gender x confidence* group MANOVAs for each of the R-SPQ-2F factors, *deep* and *surface*. For each of the 4 ABC subscales, there is a significant MANOVA gender effect. Inspection of the mean values supported by follow up ANOVAs shows that male students have higher surface scores than female students.

The ANOVAs also show that for both *deep* and *surface*, there are statistically significant differences between the three ABC confidence groups for the ABC subscales verbalising, studying and attendance. The general trend is for the *deep* score to significantly increase as confidence increases (Scheffé's post hoc test, $p < .05$) for *verbalising* (low < medium; low < high), *studying* (low < high)

and *attendance* (low < high) and for the *Surface* score to decrease significantly for *studying* (low < medium < high) and *attendance* (but with no significant differences on follow up post hoc tests). Inspection of the means, supported by the follow up ANOVAs show that male students have higher surface scores than female students (Table 2).

Aim 2. Interdependence between academic confidence and academic performance, by gender

To explore the relationship between *confidence* and *performance*, the same three confidence groups (low, medium & high) for each of grades, verbalising, studying and attendance were compared for student academic performance scores measured by the final grade point average (GPA, see Table 3) for both male and female students using *gender x confidence* group ANOVA for each of the ABC subscales.

The results show a clear gender effect with female students attaining higher GPAs for all confidence measures apart from attendance. Significant confidence group effects are found for verbalising where the high confidence group have significantly *lower* aggregate GPA scores than both confidence group low ($p < .05$) and medium ($p < .05$); for both studying and at-

Table 2

Academic Confidence Subscales (Grouped) x Gender, for Learning Approach
(*n* = 659)

| ABC | | Deep approach | | | | Surface approach | |
|-------------------------------|----------------|--------------------------------|--------|----------------|-------------------------------|------------------|----------------|
| | | <i>n</i> = 91 | | <i>n</i> = 558 | | <i>n</i> = 91 | <i>n</i> = 558 |
| <i>Grades</i> | | Male | Female | Male | Female | Male | Female |
| MANOVA: | <i>n</i> = 92 | Low | 29,3 | 27,8 | Low | 26,0 | 24,3 |
| | <i>n</i> = 282 | Med. | 30,7 | 29,0 | Med. | 27,4 | 22,8 |
| | <i>n</i> = 275 | High | 31,2 | 30,4 | High | 25,6 | 22,7 |
| Gender: | | Gender: <i>ns</i> | | | Gender | | |
| $F(2, 642) = 13,45, p < .001$ | | | | | $F(1, 643) = 18,41, p < .001$ | | |
| Groups: <i>ns</i> | | Groups: <i>ns</i> | | | Groups: <i>ns</i> | | |
| Interaction: <i>ns</i> | | Interaction: <i>ns</i> | | | Interaction: <i>ns</i> | | |
| <i>Verbalising</i> | | Male | Female | Male | Female | Male | Female |
| MANOVA: | <i>n</i> = 185 | Low | 25,47 | 27,90 | Low | 28,59 | 23,55 |
| | <i>n</i> = 296 | Med. | 31,55 | 29,28 | Med. | 27,08 | 22,29 |
| | <i>n</i> = 168 | High | 32,14 | 31,52 | High | 24,44 | 22,19 |
| Gender: | | Gender: <i>ns</i> . | | | Gender | | |
| $F(2,642) = 15,96, p < .001$ | | | | | $F(1,643) = 29,47, p < .001$ | | |
| Groups: | | Groups: | | | Groups: | | |
| $F(4,1268) = 7,91, p < .001$ | | $F(2,643) = 13,72, p < .001$ | | | $F(2,643) = 5,10, p < .01$ | | |
| Interaction: <i>ns</i> | | Low<Medium<High ($p < .001$) | | | Interaction: <i>ns</i> | | |
| | | Interaction: <i>ns</i> | | | | | |
| <i>Studing</i> | | Male | Female | Male | Female | Male | Female |
| MANOVA: | <i>n</i> = 70 | Low | 25,55 | 27,41 | Low | 30,82 | 25,17 |
| | <i>n</i> = 292 | Med. | 30,31 | 28,52 | Med. | 26,67 | 23,20 |
| | <i>n</i> = 287 | High | 33,64 | 30,63 | High | 23,56 | 22,26 |
| Gender: | | Gender: <i>ns</i> . | | | Gender | | |
| $F(2,642) = 11,81, p < .001$ | | | | | $F(1,642) = 13,459, p < .001$ | | |
| Groups: <i>ns</i> | | Groups: <i>ns</i> | | | Groups: <i>ns</i> | | |
| $F(4,1268) = 8,95, p < .01$ | | $F(2,643) = 11,875, p < .01$ | | | $F(2,643) = 9,67, p < .001$ | | |
| Interaction: <i>ns</i> | | Low<Medium<High ($p < .05$) | | | Low>Medium>High ($p < .05$) | | |
| | | Interaction: <i>ns</i> | | | Interaction: <i>ns</i> | | |
| <i>Attendance</i> | | Male | Female | Male | Female | Male | Female |
| MANOVA: | <i>n</i> = 8 | Low | 25,00 | 23,20 | Low | 29,00 | 23,20 |
| | <i>n</i> = 112 | Med. | 31,43 | 28,84 | Med. | 27,14 | 23,46 |
| | <i>n</i> = 529 | High | 30,66 | 29,57 | High | 25,94 | 22,87 |
| Gender: | | Gender: <i>ns</i> | | | Gender | | |
| $F(1,642) = 5,53, p < .001$ | | | | | $F(1,643) = 7,75, p < .01$ | | |
| Groups: <i>ns</i> | | Groups: | | | Groups: <i>ns</i> | | |
| | | $F(2,643) = 3,247, p < .05$ | | | | | |
| Interaction: <i>ns</i> | | Low<High ($p < .05$) | | | Interaction: <i>ns</i> | | |
| | | Interaction: <i>ns</i> | | | | | |

Table 3

Student GPA Performance Shown against Confidence Group (low, medium, high) for each of the ABC Scales

| Grades | | Male | Female | Total | Verbalising | | Male | Female | Total |
|------------------------------------|---------|--------|---------|-------|------------------------------------|---------|--------|---------|-------|
| | | n = 91 | n = 558 | | | | n = 91 | n = 558 | |
| Low | n = 92 | 5,28 | 5,98 | 5,63 | Low | n = 185 | 5,81 | 6,23 | 6,02 |
| Med. | n = 282 | 5,66 | 5,83 | 5,74 | Med. | n = 296 | 5,78 | 6,12 | 5,95 |
| High | n = 275 | 5,55 | 6,28 | 5,91 | High | n = 168 | 5,20 | 5,68 | 5,44 |
| Total | n = 649 | 5,49 | 6,03 | 5,76 | Total | n = 649 | 5,59 | 6,12 | 5,82 |
| Gender $F(1,654) = 7,19, p < .01$ | | | | | Gender $F(1, 654) = 5,04, p < .05$ | | | | |
| Group: ns | | | | | Groups $F(2, 654) = 4,30, p < .05$ | | | | |
| Interaction: ns | | | | | Low>Medium>High | | | | |
| Interaction: ns | | | | | Interaction: ns | | | | |
| Studying | | Male | Female | Total | Attendance | | Male | Female | Total |
| | | n = 91 | n = 558 | | | | n = 91 | n = 558 | |
| Low | n = 70 | 5,85 | 6,23 | 6,04 | Low | n = 8 | 5,93 | 5,61 | 5,77 |
| Med. | n = 292 | 5,52 | 5,82 | 5,67 | Med. | n = 112 | 4,87 | 5,61 | 5,22 |
| High | n = 287 | 5,49 | 6,22 | 5,85 | High | n = 529 | 5,73 | 6,16 | 5,94 |
| Total | n = 649 | 5,62 | 6,09 | 5,85 | Total | n = 649 | 5,51 | 5,79 | 5,64 |
| Gender $F(1, 654) = 5,19, p < .01$ | | | | | Gender: ns | | | | |
| Group: ns, but Medium<High | | | | | Groups $F(2, 654) = 5,34, p < .01$ | | | | |
| Interaction: ns | | | | | Medium<High | | | | |
| Interaction: ns | | | | | Interaction: ns | | | | |

tendance with the confidence group medium being significantly lower in aggregate GPA than high ($p < .01$) (Table 3).

Aim 3. Modelling the relationship between confidence, approach to learning and academic outcome

A series of multi-group CFAs (confirmatory factor analysis) were

conducted to establish the invariance of ABC across gender for the entire sample. Analyses are reported in Table 4 below. The first model (configural invariance) operates as a baseline model in which the 4-factor model is fitted for male and female students. This model showed an acceptable fit and so the factor loadings for gender (metric invariance) were constrained. This model also showed a reasonable

fit with no substantial deterioration in fit ($\Delta\text{CFI} = .005$, $\Delta\text{TLI} = .001$) from the configural model indicating that factor loadings were similar for male and female students. Accordingly the factor variances and covariances between gender (variance/covariance invariance) were constrained which also showed a reasonable fit with no substantial deterioration in fit ($\Delta\text{CFI} < .001$, $\Delta\text{TLI} = .005$) from the metric model. Therefore factor variances and invariances can be considered as similar across gen-

der. Finally, the factor intercepts (scale invariance) were constrained which, in contrast showed a reduction in model fit ($\Delta\text{CFI} = .030$, $\Delta\text{TLI} = .029$) and so constraints were relaxed on three grades items (16, 20 and 23), three verbalising items (3), attendance item (5 and 10) and one attendance item (18). This model of partial scale invariance showed a reasonable fit and did not show a deterioration from the variance/covariance invariance model ($\Delta\text{CFI} = .010$, $\Delta\text{TLI} = .009$) (Table 4).

Table 4

Multigroup Tests of Invariance for Gender

| Modes | χ^2 | df | CFI | TLI | RMSEA | ΔCFI | ΔTLI |
|----------------------------|-----------|-----|------|------|-------|--------------------|--------------------|
| Configural | 529,24*** | 168 | .935 | .907 | .031 | | |
| Metric | 568,07*** | 179 | .930 | .906 | .031 | .005 | .001 |
| Variance/covariance | 574,07*** | 188 | .930 | .911 | .030 | <.001 | .005 |
| Scale | 756,63*** | 203 | .900 | .882 | .035 | .030 | .029 |
| Partial Scale [†] | 637,25*** | 195 | .920 | .902 | .032 | .010 | .009 |

*** $p < .001$.

[†] Δ from variance/ covariance model.

The factor structure of the ABC, factor loadings, factor variances and covariances and some, but not all, intercepts are equivalent for gender. A minimum requirement for the comparison of means is for at least one item per sub-scale is invariant (Steenkamp & Baumgartner, 1998) and so we proceeded to compare latent means in AMOS. Means and

standard deviations for each of the ABC subscales by Gender are shown in Table 5. Significant differences in latent means were reported for in males for verbalising ($\tau = 5.25$, $p < .001$) and in females for studying ($\tau = 2.27$, $p < .05$) and attendance ($\tau = 2.95$, $p < .01$). No significant differences were reported in grades ($\tau = 0.56$, $p = .57$) (Table 5).

Table 5

Means and Standard Deviations for the Confidence Subscales, by Gender

| Gender | Grades | Verbalising | Studying | Attendance |
|----------------------------|------------|-------------|------------|------------|
| Male students (n = 345) | 3.74 (.56) | 3.89 (.82) | 3.58 (.65) | 4.09 (.84) |
| Female students (n = 1355) | 3.66 (.53) | 2.94 (.86) | 3.74 (.63) | 4.26 (.69) |
| Total (n = 1700) | 3.68 (.53) | 3.03 (.87) | 3.71 (.63) | 4.22 (.73) |

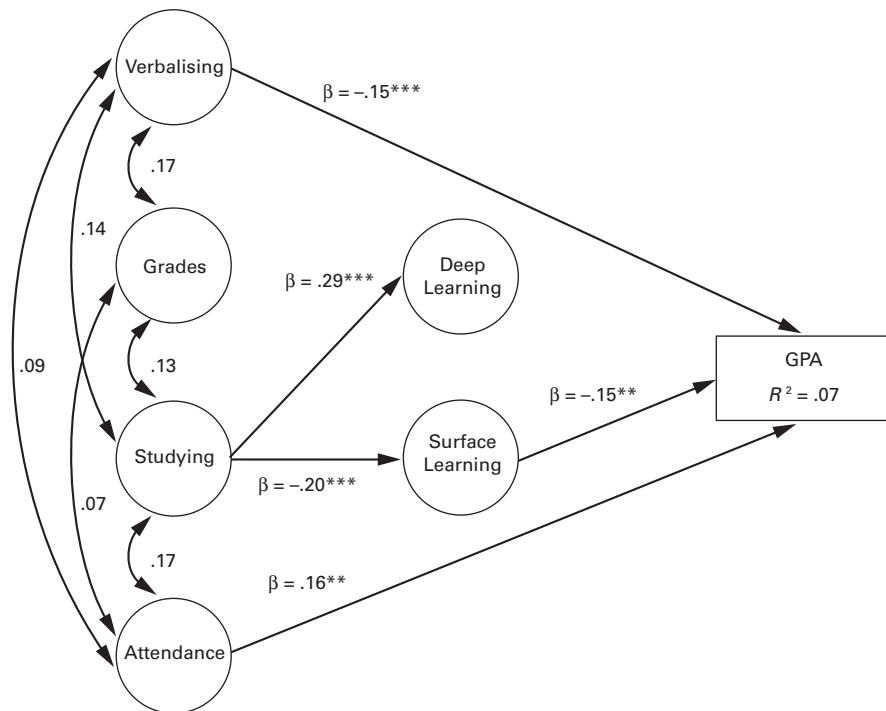


Figure 1. Approaches to Studying Partially Mediate the ABC and GPA Relationship.

Note: black single headed arrows represent beta coefficients, grey double headed arrows represent covariances. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

The model outlined in Figure 1, positions the core variables in this research, ABC, as influencing academic performance out-

comes through intervening variables in the learning process, such as a surface or deep approach to studying.

As an empirical test of this model, we conducted series of CFAs in which ABC could influence GPA directly (model 3), indirectly through surface/deep learning approaches (model 1) or through a combination of direct and indirect paths (model 2). Model comparisons are reported in Table 5. The model containing both direct and indirect paths (model 2) offered a better fit to the data than either models 1 or 3 and so we examined a further model (model 4) after non-significant paths were deleted. Model 4 did not show any reduction in model fit and so we accepted this model as our final model (see Figure 1).

In summary, Figure 1 is showing statistically that *verbalizing* and *attendance* have direct relationships with GPA outside of learning approaches. A higher confidence in attendance is related to higher GPA and a higher confidence in verbalizing to a lower GPA. The relationship between studying and GPA is indirect, where a higher confidence in studying is related to less use of surface learning approaches, and less use of surface learning approaches is subsequently related to a higher GPA. Although a high confidence in studying is related to an increase in the use of deep studying, deep studying was unrelated to GPA. A higher confidence in grades was also unrelated to GPA (Table 6).

Table 6

Structural Equation Models

| Measure | χ^2 | df | CFI | TLI | RMSEA |
|---|-----------|-----|------|------|-------|
| Model 1 (fully mediated) | 666,36*** | 193 | .925 | .901 | .035 |
| Model 2 (partially mediated) | 649,91*** | 189 | .927 | .902 | .037 |
| Model 3 (direct) | 692,63*** | 196 | .921 | .898 | .038 |
| Model 4 (partially mediated with ns. paths deleted) | 660,93*** | 198 | .926 | .906 | .036 |

The model outlined in Figure 1, positions the core variable in this research, ABC, as influencing academic performance outcomes through intervening variables in the learning process, such

as a surface or deep approach to studying. As an empirical test of this model, we conducted series of CFAs in which ABC could influence GPA directly (model 3), indirectly through surface/deep

learning approaches (model 1) or through a combination of direct and indirect paths (model 2). The model containing both direct and indirect paths (model 2) offered a better fit to the data than either model 1 ($\Delta\chi^2(4) = 16.45, p < .01$) or 3 ($\Delta\chi^2(7) = 42.72, p < .001$) and so we examined a further model (model 4) after non-significant paths were deleted. Model 4 did not show any reduction in model fit ($\Delta\chi^2(9) = 11.02, p > .05$) and so we accepted this model as our final model (see Figure 1).

Discussion

The first aim of the study was to relate the components of academic confidence with learning approaches, by gender. More confidence in *verbalization* took with greater *surface* approach, while the greatest confidence in the *study* was a more *deep* approach. The significant gender difference that emerged in this research is that the male students have significantly higher *surface* approach to learning scores which would be in accord with the lower diligence suggesting that these students have less intrinsic interest, rely on memorisation and enjoy their studies less. The extent to which this change in sex linked confidence difference is due to the Spanish sample within this data is a question to be answered empirically in future research. Indeed this applies to the structural

model itself and the other findings presented here.

The second aim sought to explore the relationship between confidence and academic performance which is a crucial element of self-efficacy research but with only limited manifestation with the ABC scale (Nicholson et al., 2013). Again, the analyses presented uphold the decision to not look for linear correlations between confidence and performance measures but to use the cluster analysis function to divide the students into three confidence groups. As with the confidence by deep analysis just considered, it was more often that the *medium confidence* group was out of line. In general the results were, at best equivocal in the positive relationship between confidence and performance (Wesson & Derrer-Rendall, 2011). Evidence that high confidence is predictive of academic success as measured by final GPA, as predicted by Bandura's self-efficacy theory, is mixed. Careful examination of the findings would suggest that this is not because confidence is not a highly domain specific measure of efficacy because at least some significant effects were found. The medium confidence group, at least, for studying and attendance confidences attained significantly *lower* GPAs. Further and counter to prediction, for verbalising confidence, the high confidence group perform the worst, academically. It has already been

noted that the male students had higher verbalising confidence and the trend in education is for female students to outperform male students including at university level. For each of *grades*, *verbalising* and *studying*, the female students had significantly higher GPA grades. As such, this illustrates the over-confidence of male students in relation to female students.

The third aim of the study was to validate the academic confidence relation against the learning approach and achievement, with the prediction of a positive association. From the data presented here, using the robust multigroup invariance approach, the male students were more confident in verbalising; there was no difference for grades and for the remaining two ABC subscales, studying and attendance, the female students were more confident whereas previous research with the ABC scale has shown that male students have been more confident than female students on the subscales *grades*, *verbalising* and *studying* (Sander, 2009; Sander & Sanders, 2009; Sanders et al., 2009). Putting studying and attendance together, it could be suggested that the results show that the female students in this large European sample to be more realistically confident and diligent, an explanatory concept that is not new in explaining the outperformance of male students by female students (Richardson et al., 2012). In summary, the higher

self-reported *grades confidence* for male students, previously found has not been replicated, and that *studying*, for which male students have previously been found to be more confident, has switched to show female students to be more confident. Here, the results were less extreme than have been previously found (Lundeberg, Fox, & Puncochar, 1994; Sander & Sanders, 2009).

The relationship between *confidence* and *deep* approach is not necessarily linear and this analytic strategy enables effects to be detected through not being dependent on this unwarranted assumption. For the confidence subscales of *verbalising*, *studying* and *attendance*, it was found that the high confidence group reported greater use of a *deep* learning style than the low, but not medium confidence group. No effect was found for grades. The association, as predicted between confidence and surface was loose, but the *confidence x deep* relationship adds further to the validity of the confidence construct.

Although confidence is hypothesised as a presage factor, two of the confidence subscales, verbalizing and attendance, had direct relationships with GPA, which did not require the mediating (indirect) influence of learning approach. Higher verbalizing confidence was associated with a lower GPA and higher attendance confidence with a higher GPA. It seems

likely that other processes and factors might play the mediating role here, perhaps more concerned with the self-regulation of behaviour than learning per se. Confidence in studying, did, however fit with our model as the relationship with GPA was mediated by a surface learning approach. Higher studying confidence was associated with lower use of shallow learning approaches and a subsequent higher GPA.

In relation to the academic confidence as a whole, the findings from this study show *grades* confidence to be somewhat anomalous. For *grades* confidence alone, there was no significant gender effect. Likewise, only the *grades* scale showed no significant association with *deep* approach to learning scores and finally, counter-intuitively and in contrast to Wesson and Derrer-Rendell (2011), the level of *grades* confidence was not related to academic performance. Sander et al. (2011) showed through confirmatory factor analysis that the 4 factor model of the confidence holds for this data set, so there remains the important question of why the *grades* factor is not acting as a meaningful discriminant in a predicted way.

It should also be noted that the model predicted a relatively small proportion of variance in GPA (7%). Although this figure might not seem to have much practical importance in identifying those

factors likely to impact on student achievement, it is comparable in size to other psychological predictors of achievement such as achievement goals (e.g., Huang, 2012) and test anxiety (e.g., Chapell et al., 2005). Since there are a multitude of psychological factors which predict student learning and achievement (e.g., approach to learning, competence beliefs, motivational and affective factors) it is unlikely that any single construct, or small number of constructs, will explain a substantive proportion of variance when considered in isolation. Identifying those factors which contribute even relatively small proportion of variance, we would argue, is an important and necessary step in building towards a comprehensive understanding of the psychology of learning and achievement.

Taken together the results when considered against individual students, suggest that things are not looking quite so bleak for the male students as has been suggested in previous studies exploring sex differences in confidence with the ABC scale, as they are only more confident than the female students for verbalising and high academic confidence in verbalising is not associated with academic success. Sadly for these students, high levels of verbalising confidence are related to poorer academic performance, a finding which is as true for the female stu-

dents. The student guidance could be taken further and students, especially male students guided to be more diligent, evidenced here in the studying and attendance confidence of female students as part of induction into the model of teaching and learning used in Higher Education. They could also be productively guided to use a deep approach to learning when appropriate. At least for attendance confidence, high confidence would seem to be good for the female students. The ABC construct could thus be used in tutorial settings to identify the possibility of problematic behaviour.

The findings presented here do not show that academic achievement is directly and strongly related to confidence. In fact, the predictiveness comes from medium levels of confidence which is statistically related to poorer academic performance. This outcome shows the importance of not using correlational analyses in such situations as confidence, with the exception of verbalising confidence, is not linearly related to academic performance. In this alone, the findings presented here make contribute significantly to understanding of the relationship between confidence and performance in student learning.

This study found less evidence for male students having greater ABC than female students than had been found in previous research but the greater confidence

that male students have shown for *verbalising* remains. This research adds to this stable finding by showing that high verbalising confidence is related to poorer academic achievement in both male and female students which is something that lectures, tutors and student advising might like to work with, the data presented here shows female students having greater confidence than male students in two subscales, *studying* and *attendance* which could be jointly labelled as a conscientiousness measure. Of those two subscales, high *attendance* is predictive of better academic achievement. The predictive role of conscientiousness in academic performance is discussed by Poropat (2009) and Richardson et al. (2012).

Finally, the research showed that male students have higher surface approach to learning scores than female students and that they perform less well although that later finding depends on how the data is analysed. The ABC subscales of verbalising, studying and attendance are positively related to a deep approach to learning for both male and female students. Future research should overcome the limitation of the reliability found in the Spanish version of the ABC scale, and establish these relationships with more consistency with other samples of students. In addition, research should clarify the relationship between academic confidence and anxiety, self-reg-

ulation and coping strategies used during learning. These findings, it is suggested, can be used both to inform research and theory in stu-

dent learning and to inform those working to guide students in an academic tutor role.

References

- Aguila, A. R., & Sander, P. (2012). Contrasting academic behavioural confidence in mexican and european psychology students. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology, 10*(2), 813-832.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioural change. *Psychological Review, 84*, 191-215. doi: 10.1037/0033-295X.84.2.191.
- Bandura, A. (1995). *Exercise of personal and collective efficacy in changing societies*. New York: Cambridge University Press. doi: 10.1017/CBO9780511527692.
- Bandura, A. (2008). Toward an agentic theory of the self. In H. Marsh, R. G. Craven, & D. M. McInerney (Eds.), *Advances in self research, vol.3: self-processes, learning, and enabling human potential* (pp. 15-49). Charlotte, NC: Information Age Publishing. doi: 10.1017/CBO9780511527692.
- Biggs J. (2003). *Teaching for quality learning at university*, 2nd edition, Buckingham: Society for research into higher education/Open university press. doi: 10.1348/000709901158433.
- Biggs, J., Kember, D., & Leung, D. (2001). The revised two-factor study process questionnaire: R-SPQ-2F. *British Journal of Educational Psychology, 71*, 133-149. doi: 10.1348/000709901158433.
- Chapell, M. S., Blanding, Z. B., Silverstein, M. E., Takahashi, M., Newman, B., Gubi, A., & McCann, N. (2005). Test anxiety and academic performance in undergraduate and graduate students. *Journal of Educational Psychology, 97*(2), 268-274. doi: 10.1037/0022-0663.97.2.268.
- Choi, N. (2005). Self-efficacy and self-concept as predictors of college students' academic performance. *Psychology in the Schools, 42*(2), 197-693. doi: 10.1002/pits.20048.
- Closas, A., Sanz de Acedo, M. L., & Ugarte, M. D. (2011). An explanatory model of the relations between cognitive and motivational variables and academic goals. *Revista de Psicodidáctica, 16*(1), 19-38.
- Ferla, J., Valcke, M., & Schuyten, G. (2009). Relationships between student cognitions and their effects on study strategies. *Learning and Individual Differences, 18*(2), 271-278. doi:10.1016/j.lindif.2007.11.003.
- Huang, C. (2012). Discriminant and criterion-related validity of achievement goals in predicting academic

- achievement: a meta-analysis. *Journal of Educational Psychology*, 104(1), 48-73. doi: 10.1037/a0026223.
- Joo, Y., Bong, M., & Choi, H. (2000). Self-efficacy for self-regulated learning. Academic self-efficacy and internet self-efficacy in web-based instruction. *Educational Technology Research and Development*, 48(2), 5-17. doi: 10.1177/0013164407308475.
- Justicia, F., Pichardo, M. C., Cano, F., García-Berbén, A. B., & De la Fuente, J. (2008). The revised two-factor study process questionnaire (R-SPQ-2F): exploratory and confirmatory factor analysis item level. *European Journal of Psychology of Education*, 23(3), 355-372.
- Kosmala-Anderson, J., & Wallace, L. M. (2007). Gender differences in the psychosomatic reactions of students subjected to examination stress. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 5(2), 325-348.
- Lundeberg, M. A., Fox, P. W., & Puncochar, J. (1994). Highly confident, but wrong: gender differences and similarities in confidence judgments. *Journal of Educational Psychology*, 86(1), 114-121. doi: 10.1037/0022-0663.86.1.114.
- Miñano, P., & Castejón, J. L. (2011). Cognitive and motivational variables in the academic achievement in language and mathematics subjects: a structural model. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 203-230.
- Multon, K. D., Brown, S. D., & Lent, R. W. (1991). Relation of self-efficacy beliefs to academic outcomes: a meta-analytic investigation. *Journal of Counselling Psychology*, 38(1), 30-38. doi: 10.1037/0022-0167.38.1.30.
- Nicholson, L. J., Putwain, D. W., Connors, L., & Hornby-Atkinson, P. (2013). The key to successful achievement as an undergraduate student: confidence and realistic expectations? *Studies in Higher Education*, 38(5), 272-284. doi: 10.1080/03075079.2011.585710.
- Onyeizugbo, E. U. (2010). Self-efficacy, gender and trait anxiety as moderator of test anxiety. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 8(1), 299-312.
- Pajares, F. (1996). Self-efficacy beliefs in academic settings. *Review of Educational Research*, 66, 543-578.
- Poropat, A. E. (2009). A meta-analysis of the 5 factor model of personality and academic performance. *Psychological Bulletin*, 135, 322-338. doi: 10.1037/a0014996.
- Richardson, M., Abraham, C., & Bond, R. (2012). Psychological correlates of university students' academic performance: a systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138(2), 353-387. doi: 10.1037/a0026838.
- Sander, P. (2009). Current developments in measuring academic behavioural confidence. *Psychology Teaching Review*, 15(1), 32-44.
- Sander, P., De la Fuente, J., Stevenson, K., & Jones, T. (2011). The validation of the academic behavioural confidence scale with Spanish psychology students. *Psychology Learning and Teaching*, 10(1), 11-24. doi: 10.2304/plat.2011.10.1.11
- Sander, P., & Sanders, L. (2007). Gender, psychology students and higher education. *Psychology Learning and Teaching*, 6(1), 33-36. doi: 10.2304/plat.2007.6.1.33.

- Sander, P., & Sanders, L. (2009). Measuring academic behavioural confidence: the ABC scale revisited. *Studies in Higher Education, 34*(1), 19-35. doi: 10.1080/03075070802457058.
- Sanders, L., Sander, P., & Mercer, J. (2009). Rogue males. Perceptions and performance of male psychology students. *Psychology Teaching Review, 15*(1), 3-17.
- Steenkamp, J. B., & Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national research. *Journal of Consumer Research, 25*, 78-90. doi: 10.1086/209528.
- Wesson, N., & Derrer-Rendall, C. (2011). Self-beliefs and student goal achievement. *Psychology Teaching Review, 17*(1), 3-11.
- Zajacova, A., Lynch, S. M., & Espenshade, T. J. (2005). Self-efficacy, stress and academic success in college. *Research in Higher Education, 46*(6), 677-706. doi: 10.1007/s11162-004-4139-z.

Jesús de la Fuente is Accredited Professor of Educational Psychology in University of Almería (Spain). Editor of *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*. His research interests are focused on studying the processes of teaching learning in the university, and personal self-regulation. He has published widely on these issues in international peer reviewed journals and has led various R & D projects on this subject.

Paul Sander. Cardiff Metropolitan University (UK). Is Principal lecturer in psychology at the University of Wales Institute, Cardiff. Is an active research interests with recent publications in measuring students academic confidence, exploring different approaches to study between male and female students. He has published widely on these issues in international peer reviewed journals.

David Putwain. Edge Hill University (UK). Is Reader in Psychology at *Edge Hill University*. His research interests focus on the psychological factors that influence and which in turn are influenced by learning and achievement, particularly fear-of-failure, motivation, competence beliefs and the classroom environment. He has published widely on these issues in international peer reviewed journals.

Received date: 15-01-2013

Review date: 20-03-2013

Accepted date: 19-04-2013

Relación entre la confianza académica, los enfoques de aprendizaje y el rendimiento académico de estudiantes universitarios: el papel del género

Jesús de la Fuente*, Paul Sander **, y David Putwain***

*University of Almería (Spain), **Cardiff Metropolitan University (UK), ***Edge Hill University (UK)

Resumen

Los objetivos de esta investigación fueron: (1) establecer la interdependencia entre la confianza académica, el enfoque de aprendizaje y el rendimiento, según el género; (2) modelar las relaciones entre la confianza académica, el enfoque de aprendizaje y el rendimiento. Participaron 2.429 estudiantes del grado de Psicología de tres universidades, dos españolas y una de UK. Se utilizó la escala de confianza académica (ABC), el cuestionario de proceso de estudio revisado, con dos factores (R-SPQ-2) y el rendimiento académico, medido por la calificación media (GPA). Se realizaron análisis con pruebas paramétricas de diferencias y modelos de ecuaciones estructurales. Los varones tuvieron mayores niveles de confianza en la verbalización. Las alumnas mostraron mayor confianza en el estudio y la asistencia, y menos enfoque superficial de aprendizaje. La confianza académica se asoció positivamente con un enfoque profundo, pero no con el rendimiento. Se comentan las implicaciones de los resultados.

Palabras clave: Confianza académica, enfoques de aprendizaje, rendimiento académico, diferencias de sexo, diseño ex post facto.

Abstract

The aims of this research were: (1) Interdependence between academic confidence with approach to learning and achievement, by gender; (2) Model the relationship between the confidence academic, approach to learning and academic outcome. Data from 2,429 psychology undergraduate students from three universities (two in Spain and one in the UK) was analysed using parametric tests of difference and structural equation modelling. Working with the ABC scale, the revised study process questionnaire two factor (R-SPQ-2) scale and academic performance measured by grade point average (GPA). The results showed that male students had higher levels of verbalising confidence. The female students showed higher confidence in studying and attendance and a lower surface approach to learning. Higher confidence was associated with a deep approach to learning but not directly with GPA scores. The implications are discussed.

Keywords: Academic behavioural confidence, deep approach to learning, academic performance, sex differences, ex post facto design.

Agradecimientos: Se recopilaron los datos con fondos del proyecto I+D ref. EDU2011-24805 (2012-2014). Ministerio de Ciencia e Innovación (España) y el Fondo Social Europeo FEDER (EU).

Correspondencia: Dr. Jesús de la Fuente Arias. Departamento de Psicología. Facultad de Humanidades y Psicología, Universidad de Almería, Dirección. Carretera de Sacramento s/n. 04120 La Cañada de San Urbano. Almería. E-mail: jfuente@ual.es

Introducción

La investigación centrada en las expectativas de los alumnos sobre su propia capacidad de estudio tiene una larga historia y ha sido impulsada en gran parte por la teoría de la auto-eficacia (Bandura, 1977). Se ha investigado mucho sobre la relación entre la auto-eficacia de los alumnos en todas las etapas de su educación y otros aspectos de su estudio incluido su rendimiento académico (Bandura, 1977, 2008; Pajares, 1996). La evidencia es abrumadora en cuanto a que el rendimiento académico influye en la auto-eficacia académica a través de la experiencia de dominio y que los alumnos con alta auto-eficacia académica suelen tener mejor rendimiento o, como argumenta Bandura (2008), hay una relación bidireccional entre la auto-eficacia y el rendimiento. Donde no hay relación entre eficacia y rendimiento, esto se atribuye a la falta de especificidad en la auto-eficacia medida frente al rendimiento objetivo (Bandura, 1977; Pajares, 1996).

En el Modelo 3P, Biggs (2003) describe la experiencia de aprendizaje del alumno como compuesta por tres factores, presagio, proceso y producto, con fuerte impacto por parte de los factores de presagio tales como el sexo de los alumnos, sus expectativas y experiencia previa, sobre los factores de proceso como el enfoque de aprendizaje, lo cual, a su vez, incide en el rendimiento del alumno o el producto. Algunas de estas relaciones se han estudiado en investigaciones previas en la universidad

(Closas, Sanz de Acedo, y Ugarte, 2011; Miñano y Castejón, 2011).

Auto-eficacia versus confianza académica

El constructo de la confianza académica (CA) se diseñó para ser una medida específica de la auto-eficacia en el dominio de los comportamientos académicos. Hace más de 10 años que se acumulan investigaciones que demuestran la validez del constructo CA. El CA tiene cuatro componentes y diferencia de forma significativa entre los alumnos de diferentes carreras. Los alumnos de carreras con requisitos de ingreso más altos, tales como Medicina, Logopedia, y Nutrición, tienen mayor confianza en uno o más de los componentes de calificaciones, estudio y asistencia (Sander y Sanders, 2009). Datos resumidos por Sander (2009) muestran que los alumnos disléxicos de educación superior en el Reino Unido tienen menos confianza académica en calificaciones, verbalización y estudio, pero ni las alumnas ni los alumnos disléxicos mostraron una confianza académica significativamente menor en asistencia, posiblemente interpretado como evidencia de que estos alumnos tienen una implicación equivalente en sus estudios. Sin embargo, falta por establecer la relación con los enfoques de aprendizaje.

El papel del género

Las variables demográficas, tales como el género, son importan-

tes en la educación superior moderna, donde la expansión y una más amplia participación, en el Reino Unido y el resto de Europa, ha dado lugar a un alumnado más diverso que el que existía bajo un sistema de élite con baja representación de los graduados de secundaria (Kosmala-Anderson y Wallace, 2007; Onyeizugbo, 2010; Richardson, Abraham, y Bond, 2012). Joo, Bong y Choi (2000) ponen de manifiesto que las diferencias de género existen en una serie de variables relacionadas con el comportamiento académico en estudiantes universitarios coreanos, aunque Choi (2005) no encuentra diferencias de género en la auto-eficacia o en la autoconfianza en su muestra de los EEUU. La investigación con el constructo CA pone de manifiesto las diferencias de género, con los alumnos varones más confiados que las alumnas en las subescalas de calificaciones, verbalización y estudio (Sander, 2009; Sander y Sanders, 2007, 2009; Sanders, Sander, y Mercer, 2009).

Relación entre confianza, enfoque de aprendizaje y rendimiento académico

La *auto-eficacia* académica alta está relacionada con el *enfoque profundo de aprendizaje* (Ferla, Valcke, y Schuyten, 2009). En el contexto del Modelo 3P de Biggs, el CA de los alumnos figura como un determinante *presagio* del enfoque de aprendizaje, siendo éste un variable *proceso*. Sander, De la Fuente, Ste-

venson y Jones (2011), y Sanders, Sander y Mercer (2009) encontraron que la CA, en calificaciones, estudio y verbalización, muestra correlaciones positivas y significativas, con un *enfoque profundo de aprendizaje*.

Un aspecto importante de la *auto-eficacia* es que es predictora del éxito académico. Por ejemplo, en la enseñanza virtual se encontró una relación positiva entre la auto-eficacia y el rendimiento (Joo et al., 2000). Zajacova, Lynch y Espenshade (2005) mostraron una relación positiva entre la auto-eficacia y las calificaciones en los alumnos universitarios no tradicionales del primer curso, pero la auto-eficacia no tenía relación con la persistencia, medida por matrícula en el siguiente curso. Choi (2005) encontró que el autoconcepto académico y el autoconcepto de dominio específico eran predictores significativos de las calificaciones semestrales, pero no lo eran ni la auto-eficacia general ni la auto-eficacia académica. Los resultados de esta investigación con estudiantes universitarios de diversos países y carreras y con diferentes procedencias, junto con los resultados de muchos otros (Multon, Brown, y Lent, 1991) respaldan a Bandura (1995) cuando dijo que las creencias optimistas o muy confías son necesarias para el éxito.

Sin embargo, el rendimiento académico del alumno es mucho más complicado que una mera dependencia de su auto-eficacia. Del mismo modo, Joo, Bong y Choi (2000) encontraron que el rendimiento previo

estaba relacionado con la auto-eficacia académica, como era de esperar, dado que se entiende que la eficacia surge de la experiencia de dominio junto con las reacciones de terceros y las propias fisiológicas (Bandura, 1977, 1995). En su estudio meta-analítico, Richardson et al. (2012) muestran que la auto-eficacia académica tenía correlación con el rendimiento académico medido por la calificación media, pero en un grado menor que las medidas de auto-eficacia de rendimiento.

Existe cierta evidencia de que la *confianza académica* tiene relación con el rendimiento académico (Nicholson, Putwain, Connors, y Hornby-Atkinson, 2013) aunque se anticipa que la correlación entre la confianza académica y el rendimiento académico será baja. Dentro del contexto del Modelo 3P de Biggs, la confianza se considera un factor de *presagio* y el rendimiento como un *producto*, con la intervención de factores de *proceso* tales como el enfoque de aprendizaje y la autorregulación (Biggs, 2003). Al usar modelos de ecuaciones estructurales con una pequeña muestra de alumnos atípicos de EEUU, Zajacova et al. (2005) mostraron la interrelación entre una serie de variables demográficas, el estrés, la eficacia y tres medidas de rendimiento. De igual manera, al usar la confianza académica, alumnos con diferentes calificaciones académicas previas a la universidad, mostraron diferentes confianzas (Sander y Sanders, 2009).

Objetivos del estudio

La presente investigación tiene como objetivo confirmar y extender la relación existente entre confianza, enfoques de aprendizaje y rendimiento, según el género:

1. Interdependencia entre la confianza académica y los enfoques de aprendizaje, según el género. Los alumnos con mayor confianza académica tendrán un enfoque más profundo de aprendizaje.
2. Interdependencia entre la confianza académica y el rendimiento académico, según el género: los alumnos con mayor confianza académica tendrán mejor rendimiento medido por sus calificaciones del curso. En cambio, la confianza baja será predictiva de bajo rendimiento.
3. Modelar las relaciones entre la confianza académica, el enfoque de aprendizaje y el rendimiento. Esperábamos que los varones tuvieran mayores niveles de confianza. También, que los alumnos con mayor confianza académica tuvieran un enfoque más profundo de aprendizaje y de logro.

Método

Participantes

Los datos con los que se realizó este análisis forman parte de un corpus más grande asociado a un pro-

yecto de investigación y desarrollo (ver agradecimientos) y compuesto de alumnos españoles de las universidades de Almería y Granada, España, y alumnos de la *Cardiff Metropolitan University*, Reino Unido (Tabla 1). No todos los alumnos completaron todas las escalas ni obtuvieron una nota media final. Por lo tanto, los números en los análisis individuales pueden ser menores que los mostrados en la tabla 1 y varían según los

objetivos del estudio. Hay dos grupos de alumnos en la muestra total ($n = 2429$) de estudiantes universitarios que contribuyeron con datos: los que tienen una nota media final y los que no. Dado que los objetivos del estudio incluyen el rendimiento académico, los análisis primarios se limitarán solo a aquellos 959 que tienen nota media. Se explicará y se justificará cuando se tenga en cuenta a todos los alumnos (Tabla 1).

Tabla 1

Participantes

| Muestra | País | Universidad | Curso (%) | Edad Media (años) (dt) | Varón: Mujer (%) |
|------------|-------------|---------------------------------|--------------------|------------------------|------------------|
| $n = 2056$ | España | Almería y Granada | 1.º (45), 4.º (55) | 22,11 (3,54) | 20:80 |
| $n = 373$ | Reino Unido | Cardiff Metropolitan University | 1.º (53), 2.º (47) | 20,69 (4,97) | 22:78 |

Materiales

La escala de *confianza académica*, CA (Aguila y Sander, 2012) se usó con los análisis a nivel de subescala, calculado como se muestra en la Tabla 2. Los alumnos responden a un tronco común ‘Hasta qué punto tienes confianza que podrás ...’ en cada uno de los ítems de la Tabla 2 en una escala de 5 puntos (1 = ‘en absoluto, 5 = ‘muy confiado).

Investigaciones con una muestra grande del Reino Unido (Sander y Sanders, 2009) respaldan el apoyo a la validez factorial y fiabilidad de la CA. Se puede encontrar una consideración crítica de la validez de la escala de confianza académica (CA)

en Sander (2009), y Sander, De la Fuente, Stevenson y Jones (2011). La escala fue traducida al castellano previamente por una traductora profesional del campo de la psicología educativa en Almería, España. Tres profesores españoles del área de psicología y educación trabajaron con la traductora para asegurar la adecuación de la traducción. Este proceso incluía la retrotraducción. En el estudio actual se mostró que eran adecuados los coeficientes de fiabilidad del alfa de Cronbach (Calificaciones $\alpha = .74$; Verbalización $\alpha = .79$; Asistencia $\alpha = .78$) con la excepción de Estudio ($\alpha = .53$). Dado el bajo valor alfa que encontramos aquí, comparado con los estudios previos (Aguila

y Sander, 2011; Sander y Sanders, 2009), los resultados relativos a esta escala deben ser tratados con cautela.

El *Cuestionario de procesos de estudio revisado de dos factores*, R-SPQ-2F (Biggs, Kember, y Leung, 2001), contiene 20 ítems que miden dos dimensiones: enfoque profundo de aprendizaje (p.ej., 'Tengo momentos en los que estudiar me produce gran satisfacción) y enfoque de aprendizaje superficial (p.ej., 'Mi objetivo es aprobar la asignatura haciendo el menor trabajo posible). Se le pide a los alumnos que respondan a esos enunciados con una escala tipo Likert de 5 puntos que van desde el 1 ('nada de acuerdo) al 5 ('muy de acuerdo). El R-SPQ-2F fue traducido al castellano y adaptado teniendo en cuenta las diferencias culturales. Luego se hizo una retrotraducción independiente y la escala fue modificada en lo necesario. Justicia, Pichardo, Cano, García-Berbén y De la Fuente (2008) mostraron una estructura factorial confirmatoria con la muestra española, similar al estudio realizado por Biggs et al. (2001), con una estructura factorial de primer orden con dos factores que también presentaron coeficientes de fiabilidad aceptables. En el presente estudio, fueron aceptables los coeficientes de fiabilidad alfa de Cronbach (profundo $\alpha = .81$; superficial $\alpha = .77$).

Procedimiento

Alumnos universitarios de Almería y de Granada en España, y de Cardiff en Gales (UK), completaron

las escalas en el horario de clase de forma voluntaria y con la confidencialidad garantizada. Las puntuaciones del CA se obtuvieron en el otoño (1er semestre), las puntuaciones del R-SPQ-2F en primavera (2.º semestre) y finalmente, las notas medias se consiguieron desde los archivos de las universidades al final del curso.

Diseño y análisis de datos

Se usó un diseño de cuestionario analítico y prospectivo, para explorar las percepciones y concepciones de los alumnos universitarios. El estudio fue prospectivo en que las medidas de la motivación del alumno (CA) y los enfoques de aprendizaje (profundo y superficial) se obtuvieron al principio y a mediados del curso, con resultados finales presentados como nota media al final del curso.

El análisis se realizó con SPSS (versión 19) para Windows. Se exploró las correlaciones entre variables, seguido de análisis más detallados empleando análisis de varianza (ANOVA y MANOVA), y separando la muestra en tres grupos por análisis clúster. Para cada subescala de CA, se usó la función de SPSS; para análisis clúster de K-means, para convertir cada subescala CA de variable continua a una IV pseudo manipulada. De esta forma, se crearon grupos de confianza baja, media y alta. Esta estrategia tiene la ventaja de posibilitar la exploración de la relación entre una variable como es la confianza, y otras, como los enfoques de aprendizaje y el rendimiento académico, sin asumir

que existe una relación lineal directa entre estas variables. Finalmente, se modeló la relación entre esas variables y el rendimiento académico con el programa AMOS (versión 18).

Resultados

Objetivo 1. Interdependencia entre la confianza académica y el enfoque de aprendizaje, según el género

La Tabla 2 muestra los resultados del MANOVA de grupo por *género x confianza*, para cada uno de los factores del R-SPQ-2F, *profundo* y *superficial*. Para cada una de las 4 subescalas de CA, existe un efecto de género significativo en el MANOVA. La inspección de los valores medios, apoyada luego por el ANOVA, muestra que los varones tienen más puntuaciones superficiales que las alumnas.

El ANOVA muestra también que existen diferencias estadísticamente significativas tanto para *profundo* como para *superficial*, entre los tres grupos de confianza para las subescalas CA de verbalización, estudio y asistencia. La tendencia general es que la puntuación de *profundo* muestra un aumento significativo según aumenta la confianza (prueba de Scheffé (post hoc test), $p < .05$) para *verbalización* (bajo<medio; bajo<alto), *estudio* (bajo<alto) y *asistencia* (bajo<alto), y para la puntuación superficial un descenso significativo en *estudio* (bajo<medio<alto)

y *asistencia* (pero sin diferencias significativas en las pruebas de seguimiento post hoc). La inspección de la media, con el apoyo subsiguiente del ANOVA, muestra que los varones tienen más puntuaciones superficiales que las mujeres (Tabla 2).

Objetivo 2. Interdependencia entre la confianza académica y el rendimiento académico, según el género

Para explorar la relación entre *confianza* y *rendimiento*, se compararon los tres grupos de confianza (bajo, medio y alto) para cada una de las cuatro áreas de calificaciones, verbalización, estudio y asistencia, con las puntuaciones de rendimiento académico medidas por la calificación media final (GPA, ver tabla 3) tanto para los alumnos como para las alumnas, usando el ANOVA *género x grupo de confianza* para cada una de las subescalas de CA.

Los resultados muestran un efecto claro del género, con la obtención de una GPA más alta por parte de las alumnas en todas las medidas de confianza aparte de la asistencia. Hay efectos significativos en el grupo de confianza para verbalización, en donde el grupo de confianza alta tiene un rendimiento global significativamente *menor* que los otros dos grupos, tanto los de confianza baja ($p < .05$) como los de confianza media ($p < .05$) juntos; tanto en el estudio como en la asistencia, siendo el grupo con confianza media sig-

Tabla 2

Subescalas de Confianza Académica (agrupadas) x Género, para Enfoque de aprendizaje (n = 659)

| CA | | | Enfoque profundo | | Enfoque superficial | | |
|-----------------------------|---------|----------------------------|------------------|---------|-----------------------------|---------|-------|
| | | | n = 91 | n = 558 | n = 91 | n = 558 | |
| <i>Calificaciones</i> | | | Varón | Mujer | Varón | Mujer | |
| MANOVA: | n = 92 | Bajo | 29,3 | 27,8 | Bajo | 26,0 | 24,3 |
| | n = 282 | Med. | 30,7 | 29,0 | Med. | 27,4 | 22,8 |
| | n = 275 | Alto | 31,2 | 30,4 | Alto | 25,6 | 22,7 |
| Género: | | Género: ns | | | Género | | |
| F(2, 642) = 13,45, p < .001 | | | | | F(1, 643) = 18,41, p < .001 | | |
| Grupos: ns | | Grupos: ns | | | Grupos: ns | | |
| Interacción: ns | | Interacción: ns | | | Interacción: ns | | |
| <i>Verbalización</i> | | | Varón | Mujer | Varón | Mujer | |
| MANOVA: | n = 185 | Bajo | 25,47 | 27,90 | Bajo | 28,59 | 23,55 |
| | n = 296 | Med. | 31,55 | 29,28 | Med. | 27,08 | 22,29 |
| | n = 168 | Alto | 32,14 | 31,52 | Alto | 24,44 | 22,19 |
| Género: | | Género: ns. | | | Género | | |
| F(2,642) = 15,96, p < .001 | | | | | F(1,643) = 29,47, p < .001 | | |
| Grupos: | | Grupos: | | | Grupos: | | |
| F(4,1268) = 7,91, p < .001 | | F(2,643) = 13,72, p < .001 | | | F(2,643) = 5,10, p < .01 | | |
| Interacción: ns | | Bajo<Medio<Alto (p < .001) | | | Interacción: ns | | |
| | | Interacción: ns | | | | | |
| <i>Estudio</i> | | | Varón | Mujer | Varón | Mujer | |
| MANOVA: | n = 70 | Bajo | 25,55 | 27,41 | Bajo | 30,82 | 25,17 |
| | n = 292 | Med. | 30,31 | 28,52 | Med. | 26,67 | 23,20 |
| | n = 287 | Alto | 33,64 | 30,63 | Alto | 23,56 | 22,26 |
| Género: | | Género: ns. | | | Género | | |
| F(2,642) = 11,81, p < .001 | | | | | F(1,642) = 13,459, p < .001 | | |
| Grupos: ns | | Grupos: ns | | | Grupos: | | |
| F(4,1268) = 8,95, p < .01 | | F(2,643) = 11,875, p < .01 | | | F(2,643) = 9,67, p < .001 | | |
| Interacción: ns | | Bajo<Medio<Alto (p < .05) | | | Bajo>Medio>Alto (p < .05) | | |
| | | Interacción: ns | | | Interacción: ns | | |
| <i>Asistencia</i> | | | Varón | Mujer | Varón | Mujer | |
| MANOVA: | n = 8 | Bajo | 25,00 | 23,20 | Bajo | 29,00 | 23,20 |
| | n = 112 | Med. | 31,43 | 28,84 | Med. | 27,14 | 23,46 |
| | n = 529 | Alto | 30,66 | 29,57 | Alto | 25,94 | 22,87 |
| Género: | | Género: ns | | | Género | | |
| F(1,642) = 5,53, p < .001 | | | | | F(1,643) = 7,75, p < .01 | | |
| Grupos: ns | | Grupos: | | | Grupos: ns | | |
| | | F(2,643) = 3,247, p < .05 | | | | | |
| Interacción: ns | | Bajo<Alto (p < .05) | | | Interacción: ns | | |
| | | Interacción: ns | | | | | |

Tabla 3

Rendimiento según Nota Final Media de los Alumnos, mostrado frente al Grupo de Confianza (bajo, medio, alto) para cada una de las Escalas CA

| Calificaciones | | Varón | | Mujer | Total | Verbalización | | Varón | | Mujer | Total |
|-----------------------------------|---------|--------|------|-------|------------------------------------|---------------|------|---------|------|-------|-------|
| | | n = 91 | | | | | | n = 558 | | | |
| Bajo | n = 92 | 5,28 | 5,98 | 5,63 | Bajo | n = 185 | 5,81 | 6,23 | 6,02 | | |
| Med. | n = 282 | 5,66 | 5,83 | 5,74 | Med. | n = 296 | 5,78 | 6,12 | 5,95 | | |
| Alto | n = 275 | 5,55 | 6,28 | 5,91 | Alto | n = 168 | 5,20 | 5,68 | 5,44 | | |
| Total | n = 649 | 5,49 | 6,03 | 5,76 | Total | n = 649 | 5,59 | 6,12 | 5,82 | | |
| Género $F(1,654) = 7,19, p < .01$ | | | | | Género $F(1, 654) = 5,04, p < .05$ | | | | | | |
| Grupo: ns | | | | | Grupos $F(2, 654) = 4,30, p < .05$ | | | | | | |
| | | | | | Bajo>Medio>Alto | | | | | | |
| Interacción: ns | | | | | Interacción: ns | | | | | | |

| Estudio | | Varón | | Mujer | Total | Asistencia | | Varón | | Mujer | Total |
|------------------------------------|---------|--------|------|-------|------------------------------------|------------|------|---------|------|-------|-------|
| | | n = 91 | | | | | | n = 558 | | | |
| Bajo | n = 70 | 5,85 | 6,23 | 6,04 | Bajo | n = 8 | 5,93 | 5,61 | 5,77 | | |
| Med. | n = 292 | 5,52 | 5,82 | 5,67 | Med. | n = 112 | 4,87 | 5,61 | 5,22 | | |
| Alto | n = 287 | 5,49 | 6,22 | 5,85 | Alto | n = 529 | 5,73 | 6,16 | 5,94 | | |
| Total | n = 649 | 5,62 | 6,09 | 5,85 | Total | n = 649 | 5,51 | 5,79 | 5,64 | | |
| Género $F(1, 654) = 5,19, p < .01$ | | | | | Género: ns | | | | | | |
| Grupo: ns, excepto Medio<Alto | | | | | Grupos $F(2, 654) = 5,34, p < .01$ | | | | | | |
| | | | | | Medio<Alto | | | | | | |
| Interacción: ns | | | | | Interacción: ns | | | | | | |

nificativamente inferior que el de confianza alta en la nota media final ($p < .01$) (Tabla 3).

Objetivo 3. Modelar la relación entre la confianza académica, el enfoque de aprendizaje y el rendimiento académico

Se llevó a cabo una serie de AFC (análisis factorial confirmatorio) multigrupo para establecer la in-

varianza de CA entre géneros para toda la muestra. Los análisis se presentan a continuación, en la Tabla 4. El primer modelo (invarianza configural) sirve como modelo de referencia en el cual el modelo de 4-factores se ajusta para los alumnos varones y las mujeres. Este modelo mostró un ajuste aceptable y por eso se restringieron las cargas factoriales por género (invarianza métrica). Este modelo también mostró ser un ajuste razonable sin deterioro sustancial en

Tabla 4

Pruebas Multigrupo de Invarianza para Género

| Modelos | χ^2 | gl | CFI | TLI | RMSEA | Δ CFI | Δ TLI |
|-----------------------------|-----------|-----|------|------|-------|--------------|--------------|
| Configural | 529,24*** | 168 | .935 | .907 | .031 | | |
| Métrica | 568,07*** | 179 | .930 | .906 | .031 | .005 | .001 |
| Varianza/covarianza | 574,07*** | 188 | .930 | .911 | .030 | <.001 | .005 |
| Escala | 756,63*** | 203 | .900 | .882 | .035 | .030 | .029 |
| Escala parcial [†] | 637,25*** | 195 | .920 | .902 | .032 | .010 | .009 |

*** $p < .001$.

[†] Δ modelo de varianza/covarianza.

el ajuste (Δ CFI = .005, Δ TLI = .001) del modelo configural indicando que las cargas factoriales eran similares para los alumnos y las alumnas. En consecuencia, se restringieron las varianzas y covarianzas factoriales entre género (invarianza de varianza/covarianza), lo cual mostró también un ajuste razonable sin deterioro substancial en el ajuste (Δ CFI < .001, Δ TLI = .005) del modelo métrico. Por lo tanto, las varianzas e invarianzas factoriales pueden considerarse similares entre los géneros. Finalmente, se restringieron también las intersecciones de los factores (escala de invarianza) por lo que, en cambio, se mostró en contraste una reducción en el ajuste de modelo (Δ CFI = .030, Δ TLI = .029); y se relajó la restricción en tres ítems de calificaciones (16, 20 y 23), tres ítems de verbalización (3, 5 y 10) y un ítem de asistencia (18). Este modelo de invarianza de escala parcial mostró un ajuste razonable y no mostró un deterioro del modelo de invarianza varianza/covarianza (Δ CFI = .010, Δ TLI = .009) (Tabla 4).

La estructura factorial de la CA, las cargas factoriales, las varianzas y covarianzas factoriales, y algunas, pero no todas, las intersecciones, son equivalentes para género. Un requisito mínimo para la comparación de medias es que, por lo menos, uno de los ítems por subescala sea invariante (Steenkamp y Baumgartner, 1998) y por lo tanto, procedimos a comparar medias latentes en AMOS. En la Tabla 5 se muestran, según el género, las medias y las desviaciones típicas para cada subescala CA. Se encontraron diferencias significativas en la media latente en los varones para verbalización ($z = 5.25$, $p < .001$) y, en las mujeres, para estudio ($z = 2.27$, $p < .05$) y asistencia ($z = 2.95$, $p < .01$). No se informó sobre diferencias significativas en calificaciones ($z = 0.56$, $p = .57$) (Tabla 5).

El modelo que se resume en la Figura 1, sitúa las variables principales de esta investigación, CA, de forma que influyen en el rendimiento académico a través de otras variables que intervienen en el proceso

Tabla 5

Medias y Desviaciones Típicas para las Subescalas de Confianza, según el Género

| Género | Calificaciones | Verbalización | Estudio | Asistencia |
|--------------------|----------------|---------------|------------|------------|
| Varones (n = 345) | 3.74 (.56) | 3.89 (.82) | 3.58 (.65) | 4.09 (.84) |
| Mujeres (n = 1355) | 3.66 (.53) | 2.94 (.86) | 3.74 (.63) | 4.26 (.69) |
| Total (n = 1700) | 3.68 (.53) | 3.03 (.87) | 3.71 (.63) | 4.22 (.73) |

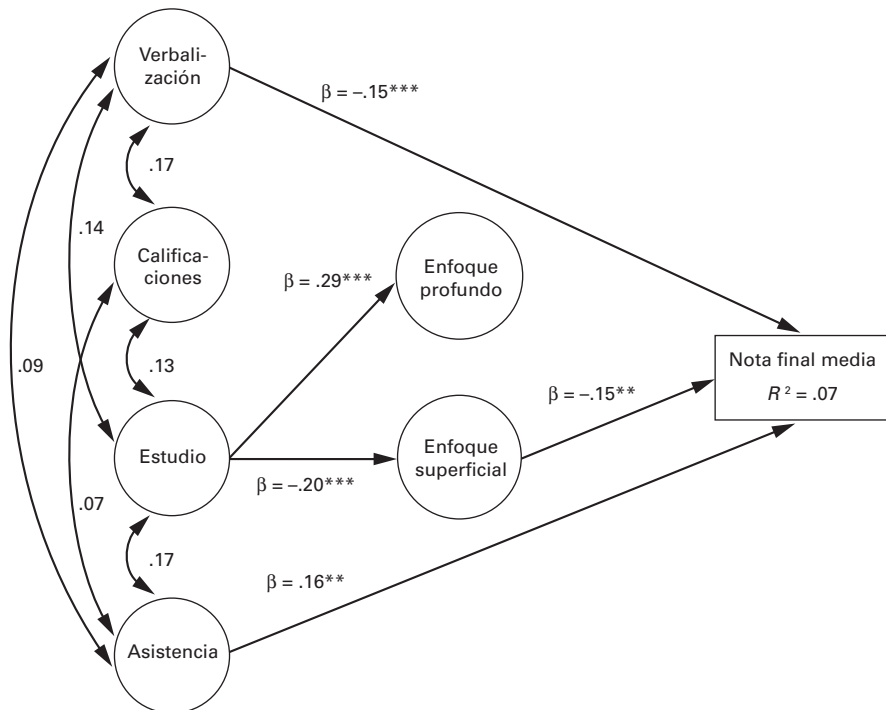


Figura 1. Enfoques de aprendizaje median parcialmente en la relación de CA con la nota final media.

Nota: Las flechas negras sencillas representan los coeficientes beta, las flechas grises de doble sentido representan las covarianzas. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

de aprendizaje, tales como el enfoque de estudio superficial o profundo. Como prueba empírica de este modelo, llevamos a cabo una serie de

AFCs en los cuales la CA podría influir en la nota media directamente (modelo 3), indirectamente a través del enfoque de aprendizaje superfi-

cial/profundo (modelo1) o a través de una combinación de caminos directos e indirectos (modelo 2). Las comparaciones entre los modelos se muestran en la Tabla 5. El modelo que contiene tanto caminos directos como indirectos (modelo 2) ofreció un mejor ajuste a los datos que los modelos 1 y 3, y por tanto examinamos otro modelo (el modelo 4) después de eliminar los caminos no significativos. El modelo 4 no mostró ninguna reducción en el ajuste de modelo, y por eso, aceptamos este modelo como nuestro modelo final (ver la Figura 1).

En resumen, la figura 1 muestra de forma estadística significativa que *la verbalización* y *la asistencia* tienen relación directa con la nota final media, dejando fuera de los enfoques

de aprendizaje. Una mayor confianza en la asistencia está relacionada con una nota final media más alta, y una mayor confianza en verbalización a una nota final media inferior. La relación entre el estudio y la nota final media es indirecta, donde una mayor confianza en el estudio está relacionada con un menor uso del enfoque de aprendizaje superficial, y un menor uso del enfoque de aprendizaje superficial está relacionado posteriormente a una nota final media más alta. Aunque un alto grado de confianza en el estudio está relacionado con un aumento en el uso de aprendizaje profundo, el aprendizaje profundo no estaba relacionado con la nota final media. Tampoco estaba relacionada una mayor confianza en calificaciones (Tabla 6).

Tabla 6

Modelos de Ecuaciones Estructurales

| Medida | χ^2 | gl | CFI | TLI | RMSEA |
|--|-----------|-----|------|------|-------|
| Modelo 1 (totalmente mediado) | 666,36*** | 193 | .925 | .901 | .035 |
| Modelo 2 (parcialmente mediado) | 649,91*** | 189 | .927 | .902 | .037 |
| Modelo 3 (directo) | 692,63*** | 196 | .921 | .898 | .038 |
| Modelo 4 (parcialmente mediado eliminando los caminos no significativos) | 660,93*** | 198 | .926 | .906 | .036 |

El modelo que se resume en la figura 1, sitúa la variable principal de esta investigación, CA, como influyente en el rendimiento académico a través de la intervención de variables en el proceso de aprendizaje, tales como el enfoque superficial o profundo en el estudio. Como prueba

empírica de este modelo, llevamos a cabo una serie de AFCs en los cuales la CA influía directamente en la nota final media (GPA) (modelo 3), indirectamente a través del enfoque de aprendizaje superficial/profundo (modelo 1) o a través de una combinación de caminos directos e indirectos

(modelo 2). El modelo, que contiene tanto caminos directos como indirectos (modelo 2), ofreció un ajuste mejor a los datos que el modelo 1 ($\Delta\chi^2(4) = 16.45, p < .01$) y modelo el 3 ($\Delta\chi^2(7) = 42.72, p < .001$), y por eso examinamos otro modelo (el modelo 4) después de eliminar los caminos no significativos. El modelo 4 no mostró ninguna reducción en el ajuste del modelo ($\Delta\chi^2(9) = 11.02, p > .05$), por lo tanto, aceptamos este modelo como nuestro modelo final (ver la Figura 1).

Discusión

El primer objetivo del estudio era relacionar los componentes de la confianza académica con los enfoques de aprendizaje, según el género. La mayor confianza en *verbalización* acompañaba a una mayor *enfoque superficial*, mientras que una mayor confianza en el *estudio* estaba más unida al *enfoque profundo*. La diferencia significativa entre géneros, que surgió en esta investigación, es que los varones tienen puntuaciones más altas de *enfoque superficial de aprendizaje*, lo cual está de acuerdo con la diligencia menor, sugiriendo que estos alumnos tienen menor interés intrínseco, se apoyan en la memorización y disfrutan menos sus estudios. El grado en que esta diferencia de confianza según el género se deba a la muestra española dentro del conjunto, es una pregunta que deberá contestarse empíricamente en investigaciones futuras. De hecho,

este planteamiento debe aplicarse al modelo estructural en sí y a los demás resultados aquí presentados.

El segundo objetivo pretendía explorar la relación entre la confianza y el rendimiento académico, un elemento crucial de la investigación de la auto-eficacia, pero no muy visible con la escala de confianza académica (CA) (Nicholson et al., 2013). De nuevo, los análisis presentados sostienen la decisión de no buscar correlaciones lineales entre la confianza y medidas de rendimiento, sino usar la función de análisis de clúster para dividir los alumnos en tres grupos de confianza. Al igual que en este análisis de confianza por enfoque profundo que acabamos de considerar, era bastante más frecuente que el grupo de *confianza media* se situara fuera de la línea. En general, los resultados fueron, en el mejor de los casos, ambiguos sobre la relación positiva entre la confianza y el rendimiento (Wesson y Derrer-Rendall, 2011). La evidencia de que la confianza alta sea predictora del éxito académico, medido por la nota final media, tal como sostiene la teoría de Bandura de la auto-eficacia, es mixta. El examen cuidadoso de los resultados sugiere que esto no se debe a que la confianza no sea una medida de eficacia altamente específica de dominio, ya que sí se encontraron algunos efectos significativos. El grupo de confianza media, por lo menos en las confianzas del estudio y la asistencia, logró unas notas finales medias significativamente *inferiores*. Más allá y contra la predicción, para

la confianza en la verbalización, el grupo con alta confianza tuvo el peor rendimiento académico. Ya se señaló que los varones tuvieron mayor confianza en la verbalización, y la tendencia en la educación es que las alumnas superen a los varones, incluido en el nivel universitario. Para cada uno, de *calificaciones*, *verbalización* y *estudio*, las alumnas obtuvieron calificaciones más altas en la nota final media. De esta manera, se pone de manifiesto el exceso de confianza de los varones frente a las mujeres.

El tercer objetivo del estudio era validar la relación de la confianza académica con el enfoque de aprendizaje y el rendimiento, con la predicción de una asociación positiva. Desde los datos presentados aquí, y usando el enfoque robusto de invarianza multigrupo, los varones tuvieron más confianza en verbalización; no hay diferencias en calificaciones; y para las dos restantes subescalas de CA, el estudio y la asistencia, las alumnas tuvieron más confianza, mientras que las investigaciones previas con la escala de confianza académica (CA) mostraron que los varones tenían más confianza que las mujeres en las subescalas de *calificaciones*, *verbalización* y *estudio* (Sander, 2009; Sander y Sanders, 2009; Sanders et al., 2009). Al unir el estudio y la asistencia, se podría sugerir que los resultados muestran que las mujeres de esta gran muestra europea tienen más confianza realista y más diligencia, un concepto que no es nuevo para explicar que ellas supe-

ren a los varones (Richardson et al., 2012). En resumen, la alta *confianza en calificaciones*, declarada anteriormente por los varones, no se ha repetido. También en el *estudio*, en el que anteriormente se encontró más confianza en los varones, hay un cambio, y ahora las mujeres se muestran con más confianza. Aquí, los resultados fueron menos extremos que los encontrados anteriormente (Lundeborg, Fox, y Puncochar, 1994; Sander y Sanders, 2009).

La relación entre *la confianza* y el *enfoque profundo* no es necesariamente lineal; la estrategia analítica que hemos seguido permite que se detecten los efectos sin depender de esta hipótesis injustificada. Para las subescalas de confianza en *verbalización*, *estudio* y *asistencia*, se encontró que el grupo de alta confianza informó sobre un uso mayor del estilo *profundo* de aprendizaje que el de baja confianza, pero no que el grupo de confianza media. No se encontraron efectos para calificaciones. Como se pronosticó, la asociación entre confianza y enfoque superficial fue imprecisa, pero la relación *confianza x enfoque profundo* refuerza la validez del constructo de confianza.

Aunque se supone que la confianza es un factor presagio, dos de las subescalas de confianza, la verbalización y la asistencia, tuvieron relación directa con la calificación final media, sin necesidad de una influencia mediadora (indirecta) del enfoque de aprendizaje. Una mayor confianza en verbalización se asociaba con una calificación final media inferior, y

un nivel más alto de confianza en la asistencia con una calificación final media más alta. Parece probable que otros procesos y factores jueguen un papel mediador aquí, quizás más en lo que concierne a la autorregulación de la conducta que en el aprendizaje *per se*. Sin embargo, la confianza en el estudio, sí se ajustó con nuestro modelo ya que la relación con la nota final media fue mediada por un enfoque superficial de aprendizaje. Una mayor confianza en el estudio se asociaba con un uso menor de enfoques de aprendizaje poco profundos y, por tanto, a una nota final media más alta.

En cuanto a la confianza académica en conjunto, los resultados del estudio presente muestran que la confianza en *calificaciones* es algo anómalo. Únicamente en la confianza en *calificaciones* el género no tuvo efecto significativo. Del mismo modo, la escala de calificaciones fue la única que no mostró asociación significativa con las puntuaciones del *enfoque profundo de aprendizaje*, y finalmente, contra toda intuición y a diferencia de los resultados de Wesson y Derrer-Rendell (2011), el nivel de confianza en las calificaciones no estuvo relacionado con el rendimiento académico. Sander et al. (2011) mostraron a través de análisis factorial confirmatorio que el modelo de confianza de 4 factores vale para este conjunto de datos, por lo que queda la pregunta importante de por qué el factor de calificaciones no actúa como un discriminante significativo de la manera pronosticada.

Debe notarse también que el modelo pronosticó una proporción de varianza en la nota final media relativamente baja (7%). Aunque puede parecer que esta cifra no tenga mucha importancia práctica a la hora de identificar aquellos factores que pueden incidir en el rendimiento del alumno, su tamaño es comparable al de otros predictores psicológicos de rendimiento, tales como las metas de rendimiento (p.ej., Huang, 2012) y la ansiedad provocada por los exámenes (p.ej., Chapell et al., 2005). Ya que hay un gran número de factores psicológicos que predicen el aprendizaje y el rendimiento del alumno (p.ej., los enfoques de aprendizaje, las creencias de competencia, los factores motivadores y afectivos) es improbable que un solo constructo, o un pequeño número de constructos, explique una proporción de varianza importante, al considerarlo de forma aislada. Podemos argumentar que la identificación de esos factores que contribuyen, aunque sea en una proporción de varianza relativamente pequeña, es un paso importante y necesario para construir un entendimiento completo de la psicología del aprendizaje y el rendimiento.

Al considerar los resultados en conjunto y contrastarlos con alumnos individuales, se sugiere que las cosas no son tan sombrías para los varones como se ha sugerido en estudios previos que utilizaron la escala de confianza académica (CA) para explorar las diferencias en la confianza según el género, ya que los varones solo tienen más confianza que las muje-

res en la verbalización, y la alta confianza académica en verbalización no está asociada al éxito académico. Desafortunadamente para esos alumnos, los altos niveles de confianza en la verbalización están relacionados con un rendimiento académico inferior, un resultado que se refleja de forma igual en las mujeres. Se podría ampliar la orientación de estudiantes, conduciéndoles sobre todo a los varones a ser más diligentes, algo que se refleja aquí en la confianza de las mujeres en el estudio y la asistencia como parte de la inducción en el modelo de enseñanza y aprendizaje de la educación superior. También, sería provechoso guiarles a usar el enfoque de aprendizaje profundo cuando sea apropiado. Por lo menos, para la confianza en asistencia, una confianza alta parece ser algo bueno para las mujeres. El constructo CA podría ser usado, por lo tanto, en el marco de tutorías para identificar la posibilidad de comportamiento problemático.

Los resultados aquí presentados no muestran que el rendimiento académico esté relacionado de manera fuerte y directa con la confianza. De hecho, la capacidad predictora viene de los niveles medios de confianza los cuales están estadísticamente relacionados con un rendimiento académico inferior. Este resultado muestra la importancia de no usar los análisis de correlación en situaciones tales como la confianza: a excepción de la confianza en la verbalización, la confianza no está relacionada de forma lineal con el rendimiento académico. Solo con esto, los resulta-

dos aquí presentados aportan un elemento importante al entendimiento de la relación entre la confianza y el rendimiento en el aprendizaje de los alumnos.

Este estudio no encontró la misma evidencia de que los varones tengan un CA mayor que las mujeres, como la que se había encontrado en investigaciones previas, sólo permanece la evidencia de que los varones muestran una confianza mayor en la *verbalización*. A este resultado estable, la presente investigación añade que la alta confianza en la verbalización está relacionada con un rendimiento académico inferior tanto en los varones como en las mujeres, algo en lo que pueden trabajar los profesores, los tutores y los orientadores de alumnos. Los datos aquí presentados muestran que las mujeres tienen una confianza mayor que los varones en dos subescalas, el *estudio* y la *asistencia*, lo cual se podría etiquetar de forma conjunta como una medida de diligencia. De esas dos subescalas, la *asistencia* alta es predictora de un mejor rendimiento académico. El papel predictor de la diligencia en el rendimiento académico lo comentan Poropat (2009) y Richardson et al. (2012).

Finalmente, la investigación mostró que los varones tienen puntuaciones más altas en el enfoque superficial de aprendizaje que las mujeres y que su rendimiento es bastante inferior, aunque este hallazgo posterior depende de cómo se analizan los datos. Las subescalas CA de verbalización, estudio y asistencia están re-

lacionadas positivamente con el enfoque de aprendizaje profundo tanto para los varones como para las mujeres. Futuras investigaciones deberían superar la limitación de fiabilidad encontrada en la versión española de la escala de confianza académica (CA), y establecer esas relaciones con más coherencia con otras muestras de alumnos. Además, la investigación

debería clarificar la relación entre la confianza académica y la ansiedad, la autorregulación y las estrategias de afrontamiento, utilizadas durante el aprendizaje. Se sugiere que estos resultados pueden utilizarse tanto para la investigación y teoría del aprendizaje estudiantil como para informar a aquellos que orientan a los alumnos en un papel de tutor académico.

Referencias

- Aguila, A. R., y Sander, P. (2012). Contrasting academic behavioural confidence in Mexican and European psychology students. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 10(2), 813-832.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioural change. *Psychological Review*, 84, 191-215. doi: 10.1037/0033-295X.84.2.191.
- Bandura, A. (1995). *Exercise of personal and collective efficacy in changing societies*. New York: Cambridge University Press. doi: 10.1017/CBO9780511527692.
- Bandura, A. (2008). Toward an agentic theory of the self. En H. Marsh, R. G. Craven, y D. M. McInerney (Eds.), *Advances in self research, vol.3: self-processes, learning, and enabling human potential* (pp. 15-49). Charlotte, NC: Information Age Publishing. doi: 10.1017/CBO9780511527692.
- Biggs J. (2003). *Teaching for quality learning at university*, 2nd edition, Buckingham: Society for research into higher education/Open university press. doi: 10.1348/000709901158433.
- Biggs, J., Kember, D., y Leung, D. (2001). The revised two-factor study process questionnaire: R-SPQ-2F. *British Journal of Educational Psychology*, 71, 133-149. doi: 10.1348/000709901158433.
- Chapell, M. S., Blanding, Z. B., Silverstein, M. E., Takahashi, M., Newman, B., Gubi, A., y McCann, N. (2005). Test anxiety and academic performance in undergraduate and graduate students. *Journal of Educational Psychology*, 97(2), 268-274. doi: 10.1037/0022-0663.97.2.268.
- Choi, N. (2005). Self-efficacy and self-concept as predictors of college students' academic performance. *Psychology in the Schools*, 42(2), 197-693. doi: 10.1002/pits.20048.
- Closas, A., Sanz de Acedo, M. L., y Ugarte, M. D. (2011). An explanatory model of the relations between cognitive and motivational variables and academic goals. *Revista de Psicodidáctica*, 16(1), 19-38.

- Ferla, J., Valcke, M., y Schuyten, G. (2009). Relationships between student cognitions and their effects on study strategies. *Learning and Individual Differences*, 18(2), 271-278. doi:10.1016/j.lindif.2007.11.003.
- Huang, C. (2012). Discriminant and criterion-related validity of achievement goals in predicting academic achievement: a meta-analysis. *Journal of Educational Psychology*, 104(1), 48-73. doi: 10.1037/a0026223.
- Joo, Y., Bong, M., y Choi, H. (2000). Self-efficacy for self-regulated learning. Academic self-efficacy and internet self-efficacy in web-based instruction. *Educational Technology Research and Development*, 48(2), 5-17. doi: 10.1177/0013164407308475.
- Justicia, F., Pichardo, M. C., Cano, F., García-Berbén, A. B., y De la Fuente, J. (2008). The revised two-factor study process questionnaire (R-SPQ-2F): exploratory and confirmatory factor analysis item level. *European Journal of Psychology of Education*, 23(3), 355-372.
- Kosmala-Anderson, J., y Wallace, L. M. (2007). Gender differences in the psychosomatic reactions of students subjected to examination stress. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 5(2), 325-348.
- Lundeberg, M. A., Fox, P.W., y Puncochar, J. (1994). Highly confident, but wrong: gender differences and similarities in confidence judgments. *Journal of Educational Psychology*, 86(1), 114-121. doi: 10.1037/0022-0663.86.1.114.
- Miñano, P., y Castejón, J. L. (2011). Cognitive and motivational variables in the academic achievement in language and mathematics subjects: a structural model. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 203-230.
- Multon, K. D., Brown, S. D., y Lent, R.W. (1991). Relation of self-efficacy beliefs to academic outcomes: a meta-analytic investigation. *Journal of Counselling Psychology*, 38(1), 30-38. doi: 10.1037/0022-0167.38.1.30.
- Nicholson, L. J., Putwain, D. W., Connors, L., y Hornby-Atkinson, P. (2013). The key to successful achievement as an undergraduate student: confidence and realistic expectations? *Studies in Higher Education*, 38(5), 272-284. doi: 10.1080/03075079.2011.585710.
- Onyeizugbo, E. U. (2010). Self-efficacy, gender and trait anxiety as moderator of test anxiety. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 8(1), 299-312.
- Pajares, F. (1996). Self-efficacy beliefs in academic settings. *Review of Educational Research*, 66, 543-578.
- Poropat, A. E. (2009). A meta-analysis of the 5 factor model of personality and academic performance. *Psychological Bulletin*, 135, 322-338. doi: 10.1037/a0014996.
- Richardson, M., Abraham, C., y Bond, R. (2012). Psychological correlates of university students' academic performance: a systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138(2), 353-387. doi: 10.1037/a0026838.
- Sander, P. (2009). Current developments in measuring academic behavioural confidence. *Psychology Teaching Review*, 15(1), 32-44.
- Sander, P., De la Fuente, J., Stevenson, K., y Jones, T. (2011). The validation of the academic behavioural confidence scale with spanish psychology students. *Psychology Learning and Teaching*, 10(1), 11-24. doi: 10.2304/plat.2011.10.1.11.

- Sander, P., y Sanders, L. (2007). Gender, psychology students and higher education. *Psychology Learning and Teaching*, 6(1), 33-36. doi: 10.2304/plat.2007.6.1.33.
- Sander, P., y Sanders, L. (2009). Measuring academic behavioural confidence: the ABC scale revisited. *Studies in Higher Education*, 34(1), 19-35. doi: 10.1080/03075070802457058.
- Sanders, L., Sander, P., y Mercer, J. (2009). Rogue males. Perceptions and performance of male psychology students. *Psychology Teaching Review*, 15(1), 3-17.
- Steenkamp, J. B., y Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national research. *Journal of Consumer Research*, 25, 78-90. doi: 10.1086/209528.
- Wesson, N., y Derrer-Rendall, C. (2011). Self-beliefs and student goal achievement. *Psychology Teaching Review*, 17 (1), 3-11.
- Zajacova, A., Lynch, S. M., y Espenshade, T. J. (2005). Self-efficacy, stress and academic success in college. *Research in Higher Education*, 46(6), 677-706. doi: 10.1007/s11162-004-4139-z.

Jesús de la Fuente es profesor acreditado Catedrático de Psicología de la Educación en la Universidad de Almería (España), y editor de la *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*. Sus intereses de investigación se centran en el estudio de los procesos de enseñanza y aprendizaje en la universidad, y la autorregulación personal. Tiene numerosas publicaciones sobre estos temas en revistas internacionales arbitradas y ha dirigido varios proyectos de I+D sobre este tema.

Paul Sander es profesor principal de Psicología en la *Cardiff Metropolitan University* (Reino Unido). Sus intereses activos de investigación son la evaluación de la confianza académica en los alumnos, explorando diferentes enfoques de estudio entre los varones y las mujeres. Tiene numerosas publicaciones sobre estos temas en revistas internacionales arbitradas.

David Putwain es profesor de Psicología en la *Edge Hill University* (Reino Unido). Sus intereses de investigación se centran en factores psicológicos que influyen y que, a su vez, son influidos por el aprendizaje y el rendimiento, particularmente el miedo al fracaso, la motivación, las creencias de competencia y el ambiente en el aula. Tiene numerosas publicaciones sobre estos temas en revistas internacionales arbitradas.

Fecha de recepción: 15-01-2013

Fecha de revisión: 20-03-2013

Fecha de aceptación: 19-04-2013

