

## Learning Competence in University: Development and Structural Validation of a Scale to Measure

Lourdes Villardón-Gallego, Concepción Yániz, Cristina Achurra,  
Ioseba Iraurgi, and M. Carmen Aguilar  
University of Deusto (Spain)

### Abstract

This research focused on designing and validating a scale to assess the level of learning competence in university students. Learning competence refers to the acquisition, selection and integrated mobilization of the knowledge, skills and attitudes required for continuous, life-long learning. The development of this competence is a basic training goal, because it constitutes an essential element of life-long learning. Learning competence comprises four dimensions: self-knowledge as apprenticeship, construction of knowledge, self-management of learning, and knowledge transfer. To validate the theoretical model of the construct, were conducted exploratory and confirmatory analyses. The results largely confirmed this structure (.86 reliability of the full scale and between .57 and .83 reliability of the sub-scales as well as the adequacy of the structural model chosen: GFI = .94, RMSEA = .039); thus, it is possible to conclude that the Learning Competence Scale (LCS) is a valid 17-item tool for measuring this competence.

*Keywords:* Learning competence, learning strategies, self-management of learning, life-long learning, structural validity.

### Resumen

Esta investigación se centra en el diseño y validación de una escala para evaluar el nivel de la competencia para aprender de los estudiantes universitarios. La competencia para aprender se refiere a la adquisición, selección y movilización integrada de los conocimientos, habilidades y actitudes necesarios para aprender de manera continuada a lo largo de la vida. El desarrollo de esta competencia es un objetivo formativo fundamental por su influencia en el desarrollo personal y profesional. Se parte de que la competencia para aprender está compuesta de cuatro dimensiones: conocimiento personal como aprendizaje, construcción del conocimiento, autogestión del aprendizaje y transferencia del conocimiento. Se han realizado análisis exploratorios y confirmatorios para validar el modelo teórico del constructo. Los resultados confirman en buena medida esta estructura (fiabilidad 0.86 de la escala total y entre .57 y .75 de las sub-escalas, así como la adecuación del modelo estructural elegido: GFI = .94, RMSEA = .039), lo que permite considerar la Escala de Competencia de Aprendizaje (LCS) como un instrumento válido de 17 ítems para medir esta competencia.

*Palabras clave:* Competencia para aprender, estrategias de aprendizaje, autogestión del aprendizaje, aprendizaje a lo largo de la vida, validez estructural.

Acknowledgement: This research was supported by a grant from the Spanish Ministry of Science and Innovation, Reference EDU2009-12883 (Spanish Government).

Correspondence: Lourdes Villardón Gallego, Department of Teaching and Curriculum Development, University of Deusto, Apdo. 1, 48080 Bilbao (Spain), telephone number: 00 34 94 4139000 (ext. 2360), e-mail: lourdes.villardon@deusto.es

## Introduction

Learning competence is essential for people who must function effectively and manage in the 21st century. A knowledge-oriented society (Caprile & Serrano, 2011; Castells, 1997; Longworth 2003; Sahlberg & Boce 2010; Varela-Petito, 2010; Vázquez, 2009) demands continuous adaptation to different ways of working, communicating, receiving information, relating to one another and managing one's time, including the time devoted to leisure. Permanent learning is necessary to engage in these activities (Fernández-March, 2006; Monereo & Pozo, 2001; Yániz & Villardón, 2006), as implied by the concept of life-long learning. This type of learning is defined as "all learning activities undertaken throughout life, with the aim of improving knowledge, skills, and competence within a personal, civic, social, and/or employment-related perspective" (European Commission, 2001, p. 9). Such learning is also considered a means of promoting active citizenship, employability and, therefore, the economic and social development of a country (Bolhius, 2003; Carneiro, 2007; Edwards 2010; Lüftenegger, Schober, Schoot, Wagner, & Finsterwald, 2011).

The European Commission (2005) defines learning competence as the disposition and ability to initiate and continue one's own learning, to regulate this learning, and to manage one's time and information

effectively, both individually and within a group.

Numerous studies have investigated constructs that are linked to the learning competence, such as learning strategies (Gargallo, Suárez-Rodríguez, & Pérez-Pérez, 2009; Suárez & Fernández, 2005), the self-management of learning (Solzbacher, 2006; Suárez & Fernández, 2011), learning styles (López-Aguado, 2010; Villardón, Elexpuru, & Yániz, 2007) and performance (García-Ros & Pérez-González, 2011; Masui & De Corte, 2005). However, these studies reflect a certain degree of confusion regarding the concept. A detailed analysis of the instruments that are used enables us to confirm that multiple items are related to different constructs. Learning strategies are usually defined as the organized, conscious, and intentional tasks that an individual performs to meet a learning goal in a given context (Gargallo, Suárez, & Ferreras, 2007). These strategies involve designing, assessing and adjusting plans to complete tasks under certain conditions (Gargallo, 2000; Monereo & Castelló, 1997). According to López-Aguado (2010), learning strategies are linked to meta-cognition; learning strategies require decisions to be made on the course of action that will lead to the completion of a task, and they are therefore geared towards achieving a goal, following procedures conditioned by the learning situation. An in-depth analysis of the content of the tools

used in Spain for measuring learning strategies indicates that these tools do not merely collect data pertaining to a greater number of strategies than have been conceptualized thus far. Rather, these tools also gather information on emotional states that are linked to learning situations such as anxiety, and information on learning achievements such as the capacity to select information or to transfer learning to other situations. These characteristics apply to the *Escala de Estrategias de Aprendizaje* (ACRA) by Román and Gallego (1994), which is a learning-strategy scale that includes a dimension of intrinsic motivation.

The *Cuestionario de Evaluación de Estrategias de Aprendizaje de los Estudiantes Universitarios* (CEVEAPEU), by Gargallo et al. (2009), has items that pertain to outcomes and emotional states concerning learning. The *Escala de Evaluación de las Estrategias Motivacionales de los Estudiantes* (EMMA), by Suárez and Fernández (2005), a scale that measures motivational strategies, includes items pertaining to emotional states. The *Cuestionario de Estrategias de Aprendizaje y Motivación* (CEAM), by Ayala, Martínez and Yuste (2004), considers the building relationships dimension of building relationship as strategy and collects data related to the construction of knowledge a learning outcome. The *Cuestionario de Evaluación del Procesamiento Estratégico de la Información para Universitar-*

*ios* (CPEI-U), by Castellanos, Palacio, Cuesta and García (2011) is intended to measure the strategic processing of information and includes a dimension related to attitudes toward studying and several items pertaining to self-esteem and motivation. López-Aguado (2010) creates the *Cuestionario de Estrategias de Trabajo Autónomo* (CETA), a questionnaire that aims to gather information on individual learning strategies, based on three theoretical dimensions: the competences for learning, the competences for the adequate use of the new information and communication technologies, and the competences for collaborative work.

With the exception of the aforementioned CPEI-U and the *Escala de Evaluación de las Estrategias Motivacionales de los Estudiantes Versión Secundaria* (EMMA-VS) in a study subsequent to the one published in 2005 (Suárez & Fernández, 2011), these tools lack a confirmed structure based on a theoretical model of the construct resulting from confirmatory factor analysis.

With regard to measuring the self-management of learning, Muis, Winne and Jamieson-Noel (2007) assessed the conceptual similarities between three questionnaires: the *Learning and Study Strategies Inventory* (LASSI), by Weinstein (1987), the *Motivated Strategies for Learning Questionnaire* (MSLQ), by Pintrich, Smith, García, & McKeachie (1993) and the *Meta-cognitive Awareness Inventory* (MAI), by Schraw &

Dennison (1994). The authors concluded that each of these tools assigned greater importance to a different dimension of self-management: LASSI focused primarily on encoding processes, MAI focused on metacognitive processes and MSLQ focused on motivational processes.

Therefore, the compatibility of the design and validation of data collection tools with the learning-related constructs appears to be important. Hence, this research sought to design a scale to measure learning competence by providing a conceptual clarification of the construct and differentiating it from other related constructs, such as learning strategies or emotional states concerning learning.

It is accepted the definition of competence that was provided by Yániz and Villardón (2006, p. 23) as “complex know-how resulting from comprehensive identification and mobilization of knowledge, skills and attitudes that generate an efficient outcome when performing a task, solving a problem or meeting a goal.”

The learning competence refers to the acquisition, selection and integrated mobilization of the knowledge, skills and attitudes required for continuous, life-long learning. The learning competence integrates the concept of self-regulated learning, which has been used (García-Ros & Pérez-Gonzalez, 2011; Zimmerman, 2000; Zimmerman & Kitsantas, 2007) to define learning whose main features are self-motivation and the use of goal-oriented strategies, both cognitive and

meta-cognitive, focusing in the integration of the diverse elements, in effective implementation and in transference.

The acquisition process for the learning competence consists of learning to learn, controlling one's learning and self-managing this learning (Solzbacher, 2006); it means that learners commit to building their own knowledge on the basis of past experiences, so that they are able to apply their knowledge and skills in a variety of contexts (European Commission, 2005).

Learning competence encompasses processes that include assessing specific learning needs, establishing goals, choosing specific strategies and follow-up learning that is focused on goal acquisition (Schulz & Stamov, 2010).

The theoretical model that is proposed in this research includes the following dimensions of learning competence: the *self-management of learning*, the *construction of knowledge*, *self-knowledge as apprenticeship* and *knowledge transfer*.

The dimension of *Self-management of learning* refers to an individual's capacity to establish learning goals, create plans to achieve them, regulate the development of the processes and evaluate those (Wirth & Leutner, 2008). Self-management is based on an open attitude toward knowledge (inquisitiveness) and a sustained effort that provides and/or draws from personal interest. This dimension is supported by meta-cognition (Pozo & Mateos, 2010).

Therefore, it requires deliberation and flexibility in choosing one's resources as well as the ability to plan and evaluate actions and procedures (López-Aguado, 2010).

*Construction of knowledge.* Cognitive approaches to the study of human learning have placed greater emphasis on the constructive nature of the knowledge acquisition process. All new knowledge is generated on the basis of previous knowledge and thus extends it. This perspective has contributed to the highlighting of self-structuring and self-directed activity, which is necessary for true learning (Gómez & Coll, 1994).

A sound background of knowledge and skills supported by personalized procedures or strategies is essential for building knowledge in a permanent manner. Particularly important are the procedures or strategies concerned with the selection and organization of information that is relevant to the knowledge to be acquired.

*Self-knowledge as apprenticeship.* Having a well-adjusted self-concept provides a sound basis for establishing learning goals, generating realistic expectations, selecting effective strategies, maintaining a satisfactory level of motivation and ensuring continuous improvement through life-long learning (Bornholt, 2000). Self-knowledge is closely linked to the capacity to evaluate one's actions when completing a task and to compare these actions with the intended outcomes and to

the ability to assess those outcomes on the basis of external criteria (Kostons, van Gog, & Paas, 2012).

*Knowledge transfer.* The concept of competence entails the effective use of knowledge in different situations and contexts. The transfer dimension is defined as the capacity to learn in new situations in which knowledge and skills are both the gateways to new tasks and the methods for adapting to the demands of new tasks. To achieve this transference, students must perceive the similarities and differences between tasks and build mental patterns of the relationships that exist between them (Singley & Anderson, 1989; Tuomi-Gröhn & Engeström, 2003).

The aim of this research was to create a valid tool for measuring learning competence based on a theoretical model that proposes that this competence is formed by four dimensions.

## Method

### Participants

Our sample group consisted of 487 undergraduate students (144 males and 343 females) from 5 faculties at the University of Deusto (Bilbao, Spain). The average age of the participants was 19.44 ( $SD = 2.09$ ), ranging from 18 to 43. First-year undergraduate students accounted for 35.1% of the sample, and second-year students

for 64.9%. With respect to distribution by school, 31% of the participants belonged to the Faculty of Economics and Business Administration, 24.4% to the Faculty of Social and Human Sciences, 16.6% to the Law Faculty, 6.8% to the Engineering Faculty and 21% to the Faculty of Psychology and Education.

### Survey instrument

To gather data on learning competence, we designed a scale by following the theoretical model that is proposed for competence.

The survey instrument was based on the CEVEAPEU, by Gargallo et al. (2009), and the EEMA, by Suárez and Fernández (2005). Both instruments have shown high internal consistency. CEVEAPEU has shown a minimum reliability of .82 in each of its sub-scales, and EMMA sub-scales have shown a reliability ranging from .74 to .81.

In order to design the tool, 20 items were first chosen. These items were judged by four experts, who classified each item in one of the four theoretical dimensions of the proposed model. The experts also appraised the transparency, consistency and accuracy of the items. The items accepted were only those located in the same dimension by at least three of the four experts.

Subsequently an 18-item scale was designed, categorized by the following dimensions: *self-management of learning*, *construction of*

*knowledge*, *self-knowledge as apprenticeship*, and *knowledge transfer*. The statements required that each participant express his degree of agreement using a Likert rating scale with five response options, from 1 (strongly disagree) to 5 (strongly agree).

### Procedure

Lecturers were contacted and informed about the research and asked to cooperate by arranging for the survey to be administered to groups during class time.

The students were informed about the nature of the research and told that their participation was voluntary. They responded to the scale items using a computer-based application. The survey was administered by purpose-trained professionals between April and May 2011.

### Statistical analysis

To describe the level of learning competence in the sample, frequencies ( $n$ ), proportions, central tendencies (means- $M$ ) and deviations (standard deviation- $SD$ ) were measured. For the analysis of the items in the LCS, the  $M$ ,  $SD$ , asymmetry ( $As$ ), Kurtosis ( $K$ ) and the correlation coefficient between the item and the rest of the scale ( $r$ ) were measured, as well as the value of Cronbach's alpha coefficient if the item was removed. The mean differences among Faculties ( $F$  test with  $p$  value) were also calculated.

Analyses of the reliability and standard validity of the instrument were conducted. Reliability was tested using Cronbach's alpha. To analyze the standard validity, the LCS scores were analyzed with the CEVEAPEU questionnaire by Gargallo et al. (2009). In order to avoid overlapping, the items that were included in the LCS were eliminated.

The suitability of the correlation matrix was verified to ensure that it is factorized on the basis of the Kaiser-Meyer-Olkin test and the Bartlett sphericity test. parallel analysis —PA— (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) and minimum average partial method —MAP— (Velicer, 1976) tests were carried out as extraction criteria for the advisable number of factors according to the configuration of the correlation matrix. Also, the multivariate normality was analyzed with the Mardia test (Mardia, 1970)

To validate the instrument based on the theoretical model underlying learning competence, a variety of analytical strategies were used. Several confirmatory factor analyses (CFAs) with covariance structural techniques using EQS (Bentler, 1995; Bentler & Wu, 1995) were conducted. Maximum likelihood estimation was used to estimate the parameters. In all cases, the chi-squared test ( $\chi^2$ ) was used to evaluate the goodness of fit of the corresponding model and indicated that the probability that the variation between the sampling variance and covariance matrix and the matrix resulting from the hypothesized

model was random; in the event of non-compliance with the multivariate normality, estimations would be carried out by application of robust methods (Satorra & Bentler, 2001; Satorra, 2003).

Because  $\chi^2$  is sensitive to variations in sample size (Schermelleh-Engel, Moosbrugger, & Müller, 2003), additional measurements of the goodness of fit of the model were used (Hu & Bentler, 1999) such as the Standardized Root Mean Square Residual (SRMR), the Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) and 90% Confidence Interval of RMSEA, which considers values  $< .05$  to be adequate and those  $< .08$  to be acceptable; the Goodness-of-Fit (GFI) and Comparative Fit (CFI) Indexes, with values  $> .90$ ; and the Akaike information criterion (AIC) to compare the models with different estimated parameters for which lower values would indicate higher parsimony and would be eligible.

This final model will be graphically presented and will indicate the parameters of structural relationships using standardized factor coefficients and estimation errors. A significance level of  $p < .05$  was chosen for a 95% reliability interval to interpret the results.

## Results

Table 1 shows the descriptive analysis of the set of items in the LCS. The full average scale value

Table 1

*Descriptive Statistics and Internal Consistency Analysis of the Learning Competence Scale (n = 487)*

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>As</i>	<i>K</i>	<i>r</i>	<i>α</i>	<i>F</i>	<i>p</i>
1 I know my strengths and weaknesses in a subject area.	4.00	0.72	-0.83	1.65	.41	.86	0.75	.556
2 I know where to obtain material for my courses subjects.	3.85	0.82	-0.58	0.47	.42	.86	0.34	.848
3 I am capable of selecting information to revise for my subjects.	3.82	0.78	-0.85	1.37	.50	.85	1.08	.364
4 I use what I learned at the university in my everyday life.	3.67	0.88	-0.78	0.80	.42	.86	2.07	.845
5 When I complete academic tasks well, I am aware of it.	3.71	0.85	-0.65	0.45	.41	.86	1.13	.339
6 I can easily manage in the library and find the material that I need.	3.27	1.03	-0.33	-0.37	.31	.86	6.66	.000
7 I use what I learn in one subject for other subjects.	3.91	0.74	-0.78	1.56	.46	.86	0.38	.820
8 When I take an exam, I know whether I did well or not.	3.62	0.87	-0.40	-0.18	.37	.86	1.48	.207
9 I can separate relevant from irrelevant information.	3.71	0.82	-0.68	0.48	.50	.86	0.71	.586
10 I can recognize basic material on the Internet.	3.82	0.82	-0.49	0.22	.46	.86	0.81	.520
11 I persevere until I achieve the goals that I set for myself.	3.69	0.90	-0.54	0.15	.52	.85	0.31	.873
12 I use different strategies to direct my learning.	3.59	0.90	-0.65	0.28	.50	.85	2.38	.051
13 I am interested in learning from different situations.	3.89	0.82	-0.89	1.32	.60	.85	0.67	.615
14 I keep trying when performing difficult or uninteresting tasks.	3.49	0.89	-0.60	0.10	.49	.85	0.32	.013
15 I achieve a deep understanding of the topics that I learn about.	3.58	0.85	-0.31	0.17	.53	.85	1.50	.200
16 I manage my own learning.	3.93	0.82	-0.87	1.42	.56	.85	0.28	.887
17 I modify my learning strategies if they do not meet my expectations.	3.84	0.82	-0.78	1.03	.50	.85	0.55	.695
18 I show competence for learning by myself.	4.05	0.78	-0.70	0.71	.58	.85	0.19	.105
Full scale	3.75	0.04	-0.73	2.51		.86		



is 3.75 on a possible range of 1 to 5, with an average of a minimum of 3.27 and a maximum of 4.05 for the items in this scale. The asymmetry in the score distribution is never greater than 1, although the asymmetry in all cases is either negative or to the left, which indicates a tendency toward higher values of the scale.

Via tests of analysis of variance (Values  $F$  and  $p$ , Table 1), we analyzed the mean, in each of the items, of the participants in the study in relation to the university degree they were pursuing. In two of the 18 items (IT06 and IT14) statistically significant differences were found. Post-hoc tests established that students in Economic Sciences had a lower average than the rest of participants.

With regard to the internal consistency of the scale, the correlation coefficients between the items and the full scale are between .31 and .60, and the average value is .47. Likewise, removing any of the items would not improve the alpha coefficient of the full scale, which is .86.

For the standard validity, we analyzed the LCS scores with the CEVEAPEU questionnaire by Gargallo et al. (2009) that measures learning strategies. The correlation is significant, positive and high (.72,  $p < .001$ ).

Both the  $KMO$  test (= .885) and Bartlett's test of sphericity ( $\chi^2 = 2315.3$ ;  $p < .001$ ) that were conducted on the correlation ma-

trix indicated that the item factorization for the LCS was adequate. Parallel Analysis ( $PA$ ) and Minimum Average Partial Method ( $MAP$ ) tests conducted on the correlation matrix showed that a single factor should be retained.

In order to validate the dimensional construct of the LCS, four structure models were tested: 1) the existence of a single factor, supported by the results of both  $PA$  and  $MAP$ ; 2) a model with four independent dimensions; 3) a model with four interrelated dimensions; and 4) a model of four dimensions subsumed under a second order general factor.

A series of Confirmatory factor analysis, ( $CFA$ ) was performed on the theoretically defined structure models, whose goodness-of-fit indexes are shown in Table 2. Because no multivariate normality exists in the data (the Mardia standardized estimator of the multivariate Kurtosis equals  $39.43 > 1.96$ ), maximum-likelihood robust estimators were used in order to adjust the measurement models. In all cases, the Satorra-Bentler Chi-Square ( $\chi^2$ , as a measurement of overall fit) has proven to be statistically significant and thus indicates that the empirical model is not a good fit with the theoretical model. Nevertheless, in large samples ( $n > 100$ ), the  $\chi^2$  value tends to increase because of the error in model specification (Jöreskog & Sörbom, 1989).

Table 2

*Structural Models of the LCS on the Basis of a Confirmatory Factor Analysis (n=487).  
Maximum-Likelihood Robust Estimator<sup>f</sup>*

Model (M) of LCS	Goodness-of-Fit Indexes								
	$\chi^2$	$\chi^2/df$	AIC	GFI	CFI	SRMR	RMSEA 90% CI		
M1 Single factor	543.85	4.02	273.85	.88	.80	.062	.066	[.059	.073]
M2 Four independent factors	1016.97	7.53	746.97	.81	.59	.210	.095	[.088	.101]
M3 Four correlated factors	433.16	3.35	175.16	.91	.85	.057	.058	[.050	.065]
M4 Four factors subsumed by a second-order factor	443.32	3.38	181.32	.91	.86	.057	.070	[.063	.067]

$\chi^2$  - Chi-squared

$\chi^2/df$  - Normed chi-square: chi for degrees of freedom

AIC - Akaike information criterion

GFI - Goodness-of-fit index

CFI - Comparative fit index

SRMR - Standardized Root Mean Square Residual

RMSEA - Root mean squared error of approximation

90% CI - 90% Confidence Interval

Accordingly, additional indexes are often needed to determine the necessary adjustments to the model. Looking at the normed  $\chi^2$  value ( $\chi^2/df$ ) in Table 2, it can be observed that none of the models is below 1 (which would indicate over-adjustment), and models 1 (single factor) and 2 (four independent factors) show a value over 4 (which would indicate that the model needs further adjustment).

The values for the *GFI* index do not conform to the fit criterion in model 1 (M1) and in model 2 (M2). Nevertheless, models M3 (four related factors) and M4 (four factors subsumed by a second-order factor)

show a *GFI* value of .91 and .92, which is over the minimum decision value for a good fit (.90). For the *SRMR* and *RMSEA*, the value is not acceptable (> .08) in M2 (.21 and .09, respectively). The value is acceptable both in M3 and M4. Therefore, M3 and M4 are considered better fit. However, both the ratio  $\chi^2/df$  (3.35 vs. 3.38) and the Akaike information criterion (*AIC* = 175.16 vs. 181.32), as well as the scaled difference chi-square tests between both models are statistically significant [ $\chi^2_{(2)} = 10.16, p = .006$ ], showing that the third model is superior to the fourth model. There-

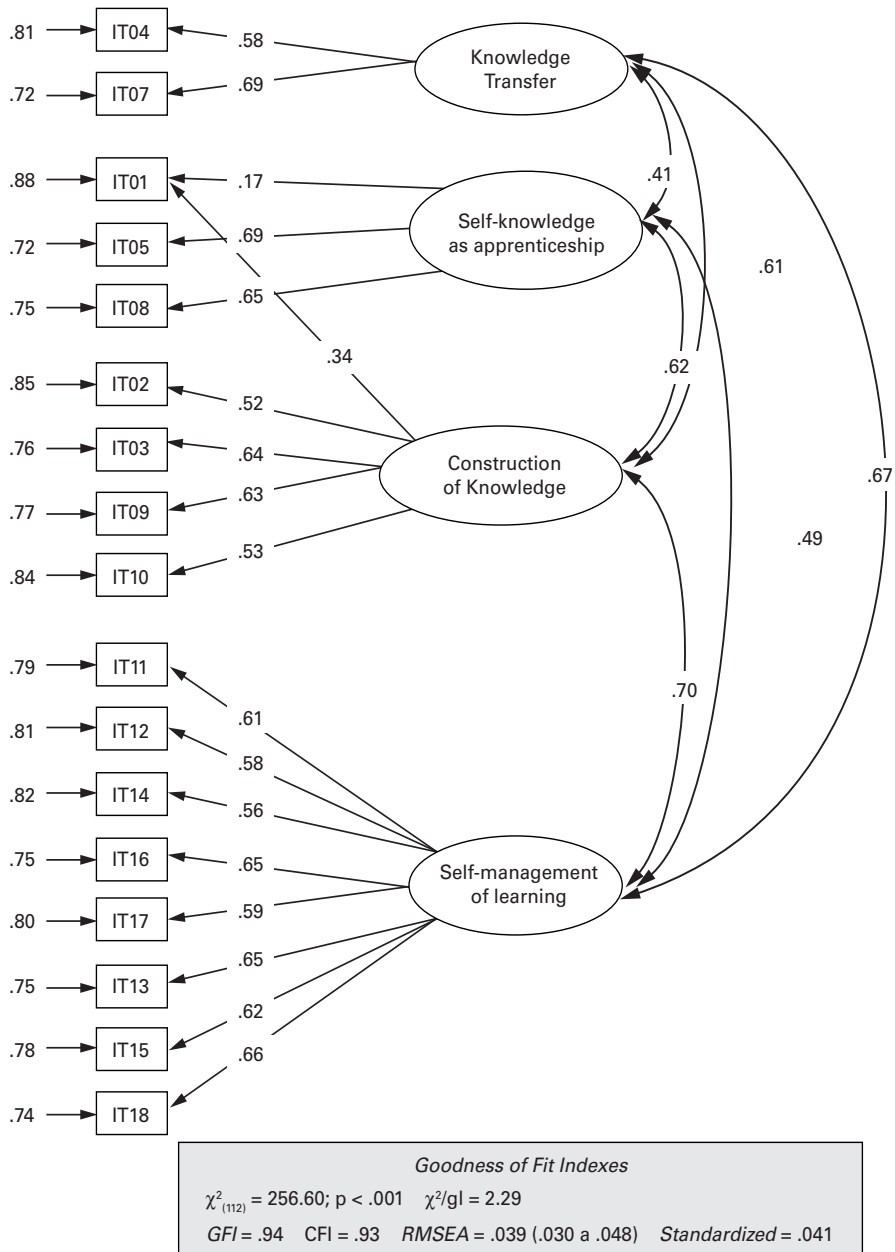


Figure 1. Confirmatory factor analysis of the Learning Competence scale (n = 487).

fore, among the four models initially proposed, the model of four interrelated factors is retained.

The results of the multipliers of Lagrange (*LM Test*) and the Wald Test (*TW*) on the model of four interrelated factors show that the model can be improved by the relocation of certain items in dimensions other than the ones to which they had been initially assigned. The indications of both *TW* and *LMT* were followed until we reached a final model (M5-Figure 1) that shows better fit (Normed Chi-Square = 2.29, *GFI* = .94, *CFI* = .93; *RMSEA* = .039).

The scaled difference chi-square test between both models (M5 vs. M3) is statistically significant [ $\chi^2_{(17)} = 186.72, p = .001$ ]. In the final model, items 13, 15 and 18 are relocated to the dimension of *self-management of learning*, item 6 disappears from the scale and item 1 weighs in two different dimensions, *construction of knowledge* and *self-knowledge as apprenticeship*. Although item 1 weighs more in the dimension of *construction of knowledge*, it was kept in both dimensions because of the theoretical content of the item. Furthermore, the factor loadings (lambda values) are always greater than .45, except for item 1, which is lower in both dimensions ( $\lambda_{12} = .17; \lambda_{13} = .34$ ).

The construct reliability (*CR*), the percentage of variance extracted (*VE*) and Cronbach's alpha coefficient of each dimension were

as follows: *knowledge transfer* (*CR* = .51; *VE* = 23.07%;  $\alpha = .57$ ), *self-knowledge as apprenticeship* (*CR* = .49; *VE* = 27.6%;  $\alpha = .59$ ), *self-management of learning* (*CR* = .79; *VE* = 26.3%;  $\alpha = .83$ ), and *construction of knowledge* (*CR* = .63; *VE* = 22.7%;  $\alpha = .69$ ).

## Discussion

The results of this research partly agree with those proposed by Jornet, García-Bellido and González-Such (2012), who developed a procedure to design tools for the evaluation of the learning competence, identifying three dimensions (attitudes towards self-improvement, understanding of scientific language and knowledge and resources for improvement) among whose components we find those identified in this study. Thus, the components that these authors named *attitudes towards learning*, *self-regulation*, *commitment* and *meta-cognition* can be theoretically identified with the *self-management of learning* dimension in this study. *Identification*, *reasoning*, *conceptualization* and *critical thinking* correspond to the dimension of *construction of knowledge*, whereas the *self-awareness* described by Jornet-Meliá et al. (2012) is equivalent to *self-knowledge as apprenticeship*. Finally, *problem-solving* and *extension of interests* correspond to *knowledge transfer*.

In recent years, many studies have focused in aspects or dimensions of the learning competence, such as perceived self-efficacy, self-regulation of learning, cognitive and affective learning strategies, and emotional states as related to learning (Cabanach et al., 2006; Sáiz, Montero, Bol, & Carbonero, 2012; Suárez & Fernández, 2011). These studies have helped progress in the conceptualization of the learning competence as an integration of diverse elements that facilitates an efficient life-long performance in the diverse learning experiences (Salmerón & Gutiérrez, 2012).

This research sought to define this construct along with its dimensions and produce a tool able to measure them. The findings, based on the factorial weight of all items and in the proposal of the analysis of *paralell* and *map*, allow the following proposal to be made: that the combination of items explains a general dimension that, because of its content, would refer to the construct named learning competence.

However, this study sought to assess a construct composed of four dimensions. In order to do that, four conceptually acceptable structural models were tested. The confirmatory tests that were carried out indicated that the model of four interrelated factors should be retained, because it shows a better fit and is also more parsimonious. On this model initially retained, the improvement analysis drove

a re-specification that achieves a better fit. The resulting final model involved the transposition of three items (number 13, 15 and 18) from the dimension of *construction of knowledge* to the dimension of *self-management of learning*, and the weighing of item 1 in two different dimensions, *construction of knowledge* and *self-knowledge as apprenticeship*, as well as the deletion of item 6, which had little weight in any of the dimensions.

Although the initial proposal included items 13, 15 and 18 in *construction of knowledge*, their inclusion in *self-management of learning* is understandable, and it also adds to it the aspect of motivation for learning and that of learning as an accomplishment, making this dimension closer to that which other authors have named self-regulated learning (Salmerón & Gutiérrez, 2012).

Item 1, referring to the awareness of one's own strengths and weaknesses when learning a subject, shares weight in two dimensions, although it weighs less in the dimension in which it had been theoretically included (*self-knowledge as apprenticeship*) than in the dimension of *construction of knowledge*. It was kept in both dimensions because of its content. However, it would be advisable to review the formulation of the item in case it influenced the result, given that it links self-awareness to performance in academic subjects.

The dimension *construction of knowledge* has been included in the final proposal constituted by items concerning the selection and organization of information, which makes sense given that construction of knowledge requires the ability to transform information in knowledge by a process involving its selection and organization. However, this dimension should be reviewed in order to add items regarding the transformation of information into knowledge.

The dimensions of *self-knowledge as apprenticeship* and *construction of knowledge* should also

be reviewed in order to add items so that they are composed of at least four items.

Ultimately, despite the re-specification carried out to account for the weight of the items in the diverse dimensions, the final model fits properly with the theoretical construct that was the goal of our study.

As mentioned, it would be advisable to review the content of the questionnaire in light of the results obtained, as well as replicate this instrument with a larger sample reflecting a greater diversity of Faculties.

## References

- Ayala, C. L., Martínez, R., & Yuste, C. (2004). *CEAM: Cuestionario de Estrategias de Aprendizaje y Motivación*. Madrid: EOS.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS. Structural Equations Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bentler, P. M., & Wu, E. J. (1995). *EQS for Windows User's Guide*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bolhuis, S. (2003). Towards process-oriented teaching for self-directed lifelong learning: a multidimensional perspective. *Learning and Instruction, 13*(3), 327-347. doi: 10.1016/S0959-4752(02)00008-7.
- Bornholt, L. J. (2000). Social and personal aspects of self-knowledge: a balance of individuality and belonging. *Learning and Instruction, 10*(5), 415-429. doi: 10.1016/S0959-4752(00)00006-2.
- Cabanach, R., Valle, A., Gerpe, M., Rodríguez, S., Piñeiro, I., & Rosario, P. (2006). Diseño y validación de un cuestionario de gestión motivacional. *Revista de Psicodidáctica, 14*(1), 29-47.
- Caprile, M., & Serrano, A. (2011). The move towards the knowledge-based society: a gender approach. *Gender, Work and Organization, 18*(1), 48-72.
- Carneiro, R. (2007). The big picture: Understanding learning and meta-learning challenges. *European Journal of Education, 42*(2), 151-172.
- Castells, M. (1997). *The rise of the network society*. Cambridge, Mass: Blackwell.

- Castellanos, S., Palacio, M. E., Cuesta, I., & García, E. (2011). Cuestionario de Evaluación del Procesamiento de la Información para Universitarios (CPEI-U). *Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 16(2), 15-28.
- Comisión de las Comunidades Europeas (2005). *Recomendación del Parlamento y del Consejo sobre las competencias clave del aprendizaje permanente*. Brussels. Retrieved from [http://www.crue.org/export/sites/Crue/procbolonia/documentos/antecedentes/9\\_Competiciones\\_clave\\_para\\_aprendizaje\\_permanente.pdf](http://www.crue.org/export/sites/Crue/procbolonia/documentos/antecedentes/9_Competiciones_clave_para_aprendizaje_permanente.pdf)
- Edwards, R. (2010). Reflexivity: towards a theory of lifelong learning. *International Journal of Lifelong Education*, 21(6), 525-536. doi:10.1080/0260137022000016749.
- European Commission (2001). *Making a European area of lifelong learning a reality*. Brussels. Retrieved from <http://www.bologna-berlin2003.de/pdf/MitteilungEng.pdf>
- Fernández-March, A. (2006). Metodologías activas para la formación de competencias. *Educatio Siglo XXI*, 24, 35-56.
- García-Ros, R., & Pérez-González, F. (2011). Validez predictiva e incremental de las habilidades de autorregulación sobre el éxito académico en la universidad. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 231-250.
- Gargallo, B. (2000). *Procedimientos. Estrategias de evaluación. Su naturaleza, enseñanza y evaluación*. Valencia: Tirant lo Blanch.
- Gargallo, B., Suárez, J., & Ferreras, A. (2007). Estrategias de aprendizaje y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Revista de Investigación Educativa*, 25(2), 421-441.
- Gargallo, B., Suárez-Rodríguez, J. M., & Pérez-Pérez, C. (2009). El cuestionario CEVEAPEU. Un instrumento para la evaluación de las estrategias de aprendizaje de los estudiantes universitarios. *RELIEVE*, 15, 2. Retrieved from [http://www.uv.es/RELIEVE/v15n2/RELIEVEv15n2\\_5.htm](http://www.uv.es/RELIEVE/v15n2/RELIEVEv15n2_5.htm)
- Gómez, C., & Coll, C. (1994). ¿De qué hablamos cuando hablamos de constructivismo?. *Cuadernos de Pedagogía*, 221, 8-10.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criterion for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Jornet, J. M., García-Bellido, R., & González-Such, J. (2012). Evaluar la competencia para aprender a aprender: una propuesta metodológica. *Profesorado. Revista de Currículum y Formación de Profesorado*, 16, 103-123. Retrieved from <http://www.ugr.es/local/recfpro/rev161ART7.pdf>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *Lisrel 7: A guide to the Program and Applications (2nd Ed)*. Chicago, Ill.: SPSS.
- Kostons, D., van Gog, T., & Paas, F. (2012). Training self-assessment and task-selection skills: A cognitive approach to improving self-regulated learning. *Learning and Instruction*, 22, 121-132. doi: 10.1016/j.learninstruc.2011.08.004.
- Longworth, N. (2003). *El aprendizaje a lo largo de la vida*. Barcelona: Paidós.
- López-Aguado, M. (2010). Diseño y análisis del Cuestionario de Estrategias de Trabajo Autónomo (CETA) para estudiantes universitarios. *Revista de Psicodidáctica*, 15(1), 77-99.

- Lüftenegger, M., Schober, B., Schoot, R., Wagner, P., & Finsterwald, M. (2011). Lifelong learning as a goal. Do autonomy and self-regulation in school result in well prepared pupils?. *Learning and Instruction*, 22(1), 27-36. doi:10.1016/j.learninstruc.2011.06.001.
- Mardia, K., V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530.
- Masui, C., & De Corte, E. (2005). Learning to reflect and to attribute constructively as basis components of self-regulated learning. *British Journal of Educational Psychology*, 75(3), 351-371. doi:10.1348/000709905X25030.
- Monereo, C., & Castelló, M. (1997). *Las estrategias de aprendizaje. Cómo incorporarlas a la práctica educativa*. Barcelona: Edebé.
- Monereo, C., & Pozo, J. I. (2001). ¿En qué siglo vive la escuela?, el reto de la nueva cultura educativa. *Cuadernos de Pedagogía*, 298, 50-55.
- Muis, K. R., Winne, P. H., & Jamieson-Noel, D. (2007). Using a multitrait-multimethod analysis to examine conceptual similarities of three self-regulated learning inventories. *British Journal of Educational Psychology*, 77(1), 177-195.
- Pozo, I., & Mateos, M. (2010). Aprender a aprender; Hacia una gestión autónoma y metacognitiva del aprendizaje. In J. I. Pozo, & M. P. Pérez Echeverría (Eds.), *Psicología del aprendizaje universitario: La formación en competencias* (pp. 54-49). Madrid: Morata.
- Pintrich, P. R., Smith, D. A., García, T., & McKeachie, W. J. (1993). Reliability and predictive validity of the Motivational Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ). *Educational and Psychological Measurement*, 53(3), 801-813.
- Román, J. M., & Gallego, S. (1994). *ACRA. Escalas de estrategias de aprendizaje*. Madrid: TEA.
- Salmerón, H., & Gutiérrez, C. (2012). La competencia para aprender a aprender y el aprendizaje autorregulado. *Posicionamientos Teóricos. Revista de Currículum y Formación del Profesorado*, 16(1), 5-13 (enero-abril 2012). Retrieved from <http://www.ugr.es/~recfpro/rev161ART1.pdf>
- Sahlberg, P., & Boce, E. (2010). Are teachers teaching for a knowledge society?. *Teachers and Teaching: Theory and Practice*. 16(1), 31-48.
- Sáiz, M. C., Montero, E. Bol, A., & Carbonero, M. A. (2012). Un análisis de competencias para aprender a aprender en la universidad. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 10(1), 253-270. Retrieved from <http://www.investigacionpsicopedagogica.org/revista/new/ContadorArticulo.php?629>.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514.
- Satorra, A. (2003). Power of chi-square Goodness-of-fit test in structural equation models: the case of non-normal data. In H. Yanai, A. Okada, K. Shigemasu, Y. Kano, & J. J. Meulman (Eds.), *New Developments of Psychometrics* (pp. 57-68). Tokio: Springer Verlag.
- Schraw, G., & Dennison, R. S. (1994). Assessing metacognitive awareness. *Contemporary Educational Psychology*, 19(4), 460-475.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating



- the fit of structural equation models: Test of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research*, 8(2), 23-74.
- Schulz, M., & Stamov, C. (2010). Informal workplace learning: An exploration of age differences in learning competence. *Learning and Instruction*, 20(5), 383-399. doi: 10.1016/j.learninstruc.2009.03.003.
- Singley, M. K., & Anderson, J. R. (1989). *Transfer of cognitive skill*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Solbазcher, C. (2006). Improving learning competence in schools: what relevance does empirical research in this area have for teacher training?. *European Journal of Teaching Education*, 29(4), 533-544.
- Suárez, J. M., & Fernández, A. P. (2005). Escalas de evaluación de las estrategias motivacionales de los estudiantes. *Anales de Psicología*, 21(1), 116-128.
- Suárez, J. M., & Fernández, A. P. (2011). Evaluación de las estrategias de autorregulación afectivo-motivacional de los estudiantes: Las EEMA-VS. *Anales de Psicología*, 27(2), 369-380.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220.
- Tuomi-Gröhn, T., & Engeström, Y. (2003). Conceptualizing transfer: From standard notions to developmental perspectives. In T. Tuomi-Gröhn, & Y. Engeström (Eds.), *Between school and work: New perspectives on transfer and boundary-crossing* (pp. 19-38). New York: Pergamon.
- Varela-Petito, G. (2010). Facing the Knowledge Society: Mexico's Public Universities. *Higher Education Policy*, 23(3), 436-449.
- Vázquez, M. A. (2009). *La universidad del siglo XXI en la sociedad de la comunicación y del conocimiento*. Sevilla: Universidad de Sevilla. Secretariado de Publicaciones.
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41(3), 321-327.
- Villardón, L., Elexpuru, I., & Yániz, C. (2007, July). *Autonomía, condición indispensable de la competencia para aprender. Datos preliminares de un estudio*. Paper presented at the Seminario Internacional El desarrollo de la autonomía en el aprendizaje. Red Estatal de Docencia Universitaria (REDU), Barcelona, Spain. Retrieved from <http://congresos.um.es/redu/barcelona2007/paper/viewFile/451/421>
- Weinstein, C. E. (1987). *LASSI (Learning and Study Strategies Inventory)*. Clearwater, FL: H&H Publishing Company.
- Wirth, J., & Leutner, D. (2008). Self-regulated learning as a competence: Implications of theoretical models for assessment methods. *Journal of Psychology*, 216(2), 102-110.
- Yániz, C., & Villardón, L. (2006). *Planificar desde competencias para promover el aprendizaje*. Bilbao: University of Deusto.
- Zimmerman, B. J. (2000). Attaining self-regulation: a social cognitive perspective. In M. Boekaerts, P. Pintrich, & M. Zeidner (Eds.), *Handbook of Self-Regulation*, (pp. 13-39). San Diego: Academic Press.
- Zimmerman, B. J., & Kitsantas, A. (2007). Reliability and validity of Self-efficacy for Learning Form (SELF) scores of college students. *Journal of Psychology*, 215(3), 157-163.

Lourdes Villardón-Gallego is Professor of Didactics and Curricular Development in the Faculty of Psychology and Education in the University of Deusto. She is main researcher in the research team on Competences and Values Development, which has been recognized by the Basque University System (2007 and 2009). She has published extensively on development and the assessment of competences and values, with a special focus in the Higher Education level. Her main areas of interest are development and life-long learning.

Concepción Yániz is a lecturer of the Department of Didactics and Curriculum Development at the Faculty of Psychology and Education in the University of Deusto and Director of the Doctoral Program in Innovation and Life-Long Learning. She is a researcher in the research team on Competences and Values Development. Her main areas of interest are development and life-long learning.

Cristina Achurra is a lecturer in the Master's Degree in Secondary Education at the Faculty of Psychology and Education in the University of Deusto. She is a researcher in the research team on Competences and Values Development. Her main areas of interest are the active methodologies for competence development.

Ioseba Irargui is a lecturer of the Department of Personality, Psychological Assessment and Treatment at the Faculty of Psychology and Education in the University of Deusto. He is main researcher in the research team on Clinical and Health Evaluation, and he manages the clinical area in Deusto Psych i+d. His main areas of interest are the assessment of health outcomes and the development of assessment tools.

María del Carmen Aguilar-Rivera is a lecturer and Doctor in Psychopedagogy by the Pontifical Catholic University of Argentina. She is currently a part of the research team on Competences and Values Development in the University of Deusto. Her main areas of interest and research are learning processes and projects of life.

Received date: 23-08-2012

Review date: 15-11-2012

Accepted date: 14-12-2012

## La competencia para aprender en la universidad: desarrollo y validación de un instrumento de medida

Lourdes Villardón-Gallego, Concepción Yániz, Cristina Achurra,  
Ioseba Iraurgi, y M. Carmen Aguilar

Universidad de Deusto (España)

### Resumen

Esta investigación se centra en el diseño y validación de una escala para evaluar el nivel de la competencia para aprender de los estudiantes universitarios. La competencia para aprender se refiere a la adquisición, selección y movilización integrada de los conocimientos, habilidades y actitudes necesarios para aprender de manera continuada a lo largo de la vida. El desarrollo de esta competencia es un objetivo formativo fundamental por su influencia en el desarrollo personal y profesional. Se parte de que la competencia para aprender está compuesta de cuatro dimensiones: conocimiento personal como aprendizaje, construcción del conocimiento, autogestión del aprendizaje y transferencia del conocimiento. Se han realizado análisis exploratorios y confirmatorios para validar el modelo teórico del constructo. Los resultados confirman en buena medida esta estructura (fiabilidad .86 de la escala total y entre .57 y .75 de las sub-escalas, así como la adecuación del modelo estructural elegido: GFI = .94, RMSEA = .039), lo que permite considerar la Escala de Competencia de Aprendizaje (LCS) como un instrumento válido de 17 ítems para medir esta competencia.

*Palabras clave:* Competencia para aprender, estrategias de aprendizaje, autogestión del aprendizaje, aprendizaje a lo largo de la vida, validez estructural.

### Abstract

This research focused on designing and validating a scale to assess the level of learning competence in university students. Learning competence refers to the acquisition, selection and integrated mobilization of the knowledge, skills and attitudes required for continuous, life-long learning. The development of this competence is a basic training goal, because it constitutes an essential element of life-long learning. Learning competence comprises four dimensions: self-knowledge as apprenticeship, construction of knowledge, self-management of learning, and knowledge transfer. To validate the theoretical model of the construct, we conducted exploratory and confirmatory analyses. The results largely confirmed this structure (.86 reliability of the full scale and between .57 and .83 reliability of the sub-scales as well as the adequacy of the structural model chosen: GFI = .94, RMSEA = .039); thus, it is to conclude that the Learning Competence Scale (LCS) is a valid 17-item tool for measuring this competence.

*Keywords:* Learning competence, learning strategies, self-management of learning, life-long learning, structural validity.

Agradecimientos: Esta investigación forma parte del proyecto financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación del Gobierno de España en convocatoria competitiva Referencia EDU2009-12883.

Correspondencia: Lourdes Villardón Gallego, Departamento de Didáctica y Desarrollo del Currículo. Universidad de Deusto, Apdo. 1, 48080 Bilbao (España), teléfono: 00 34 94 4139000 (ext. 2360), e-mail: lourdes.villardon@deusto.es

## Introducción

La competencia para aprender es esencial para desenvolverse eficazmente en el siglo XXI. La sociedad del conocimiento (Caprile y Serrano, 2011; Castells, 1997; Longworth 2003; Sahlberg y Boce 2010; Varela-Petito, 2010; Vázquez, 2009) exige una adaptación continua a diferentes formas de trabajar, de comunicarse, de informarse, de relacionarse y de organizar el propio tiempo, incluyendo el dedicado al ocio. Para lograrlo será necesario aprender permanentemente (Fernández-March, 2006; Monereo y Pozo, 2001; Yániz y Villardón, 2006), tal y como ha quedado acuñado en el concepto de aprendizaje a lo largo de la vida, definido como «todas las actividades de aprendizaje realizadas a lo largo de la vida, con el objetivo de mejorar los conocimientos, las habilidades y las competencias desde una perspectiva personal, cívica, social y/o laboral» (European Commission, 2001, p. 9). Dicho aprendizaje se considera, además, un medio para promover la ciudadanía activa, la empleabilidad y, por tanto, el desarrollo económico y social de un país (Bolhuis, 2003; Carneiro, 2007; Edwards 2010; Lüftenegger, Schober, Schoot, Wagner, y Finsterwald, 2011).

La Comisión de las Comunidades Europeas (2005) define la competencia para aprender como la capacidad para iniciar y persistir en el aprendizaje, para organizar el mismo y para gestionar el tiempo y la información eficazmente, tanto de manera individual como grupal.

Se han realizado muchos estudios sobre constructos relacionados con la competencia para aprender, tales como las estrategias de aprendizaje (Gargallo, Suárez-Rodríguez, y Pérez-Pérez, 2009; Suárez y Fernández, 2005), la autogestión del aprendizaje (Solzbacher, 2006; Suárez y Fernández, 2011), los estilos de aprendizaje (López-Aguado, 2010; Villardón, Elexpuru, y Yániz, 2007) y el rendimiento (García-Ros y Pérez-González, 2011; Masui y De Corte, 2005). Sin embargo, estos estudios reflejan cierta confusión conceptual, ya que un análisis detallado de los instrumentos utilizados, permite comprobar que se incluyen ítems referidos a distintos constructos.

Las estrategias de aprendizaje se entienden como el conjunto organizado consciente e intencional de lo que hace la persona que aprende para lograr un objetivo de aprendizaje en un determinado contexto (Gargallo, Suárez, y Ferreras, 2007). Suponen el diseño, la valoración y el ajuste de planes para la realización de tareas bajo ciertas condiciones (Gargallo, 2000; Monereo y Castelló, 1997). Las estrategias de aprendizaje, según López-Aguado (2010), están vinculadas a la metacognición, suponen tomar decisiones sobre los pasos a seguir para realizar una tarea; es decir, están dirigidas a la consecución de una meta a partir de un procedimiento condicionado por la situación de aprendizaje. Un análisis en profundidad del contenido de los instrumentos utilizados en España para medir estrategias de aprendizaje in-

dica que no recogen información únicamente de estrategias, tal y como se han conceptualizado anteriormente, sino que recogen, además, estados emocionales vinculados a la situación de aprendizaje tales como la ansiedad, o información sobre logros con relación al aprendizaje, como la capacidad para seleccionar información o para transferir lo aprendido a otras situaciones. Tal es el caso de la *Escala de Estrategias de Aprendizaje* (ACRA), de Román y Gallego (1994), que incluye una dimensión de motivación intrínseca.

El *Cuestionario de Evaluación de Estrategias de Aprendizaje de los Estudiantes Universitarios* (CE-VEAPEU), de Gargallo et al. (2009), tiene ítems referidos a resultados y estados afectivos con relación al aprendizaje. La *Escala de Evaluación de las Estrategias Motivacionales de los Estudiantes* (EMMA), de Suárez y Fernández (2005), escala para medir estrategias motivacionales, incluye ítems referidos a estados afectivos. El *Cuestionario de Estrategias de Aprendizaje y Motivación* (CEAM), de Ayala, Martínez y Yuste (2004), considera como estrategia una dimensión denominada establecimiento de relaciones, la cual recoge información sobre el proceso de construcción del conocimiento como resultado del aprendizaje. El *Cuestionario de Evaluación del Procesamiento Estratégico de la Información para Universitarios* (CPEI-U), de Castellanos, Palacio, Cuesta y García (2011), para medir el procesamiento estratégico de la información incluye una dimensión

sobre la actitud ante el estudio y varios ítems vinculados a autoestima y a motivación. López-Aguado (2010) elabora un *Cuestionario de Estrategias de Trabajo Autónomo* (CETA) dirigido a recoger información sobre diferentes estrategias de aprendizaje, basándose en tres dimensiones teóricas: la competencia para aprender, la competencia para utilizar adecuadamente las nuevas tecnologías de la información y comunicación, y la competencia para colaborar.

A excepción del CPEI-U y de la *Escala de Evaluación de las Estrategias Motivacionales de los Estudiantes-Versión Secundaria* (EMMA-VS) en un estudio posterior al publicado en 2005 (Suárez y Fernández, 2011), las herramientas mencionadas no han confirmado su estructura en base a un modelo teórico del constructo a partir de análisis factoriales confirmatorios.

Con relación a la medición de la autogestión del aprendizaje, Muis, Winne y Jamieson-Noel (2007) evaluaron las similitudes conceptuales entre tres cuestionarios: el *Learning and Study Strategies Inventory* (LASSI), de Weinstein (1987), el *Motivated Strategies for Learning Questionnaire* (MSLQ), de Pintrich, Smith, García, y McKeachie (1993) y el *Meta-cognitive Awareness Inventory* (MAI), de Schraw y Dennison (1994). Llegaron a la conclusión de que cada uno de ellos daba un peso mayor a una dimensión diferente de la autogestión: el LASSI se centra principalmente en procesos de codificación, el MAI en procesos

metacognitivos y el MSLQ en procesos motivacionales.

Parece importante, por tanto, el diseño y validación de instrumentos de recogida de información adecuados a los constructos vinculados con el aprendizaje. Con este fin, en esta investigación se pretendió diseñar una escala para medir la competencia para aprender, partiendo de la clarificación conceptual del constructo y diferenciándola de otros constructos relacionados, como son las estrategias de aprendizaje o los estados afectivos hacia el proceso de aprendizaje.

Se asume la definición de competencia de Yániz y Villardón (2006, p. 23) como un «saber hacer complejo fruto de la identificación y movilización integrada de conocimientos, habilidades y actitudes» que generan un resultado eficaz en la realización de una tarea, la resolución de un problema o el logro de un objetivo.

La competencia para aprender se refiere a la adquisición, selección y movilización integrada de los conocimientos, habilidades y actitudes necesarios para aprender de manera continuada a lo largo de la vida. La competencia para aprender integra el concepto de aprendizaje autorregulado (García-Ros y Pérez-González, 2011; Zimmerman, 2000; Zimmerman y Kitsantas, 2007) utilizado para definir un aprendizaje caracterizado por la automotivación y el uso de estrategias cognitivas y metacognitivas adaptadas al objetivo, y pone el énfasis en la integración de los distintos elementos, en la ejecución efectiva y en la transferencia.

Adquirir la competencia para aprender consiste en aprender a aprender, controlar el propio aprendizaje y autogestionarlo (Solzbacher, 2006); implica que quienes aprenden se comprometen a construir conocimiento a partir de sus aprendizajes y experiencias vitales anteriores con el fin de utilizar y aplicar el conocimiento y las habilidades en una variedad de contextos (Comisión de las Comunidades Europeas, 2005).

La competencia para aprender supone procesos tales como la evaluación de las necesidades específicas de aprendizaje, el estableciendo de metas, la elección de estrategias específicas y el seguimiento del aprendizaje hacia la adquisición de los objetivos perseguidos (Schulz y Stamov, 2010).

El modelo teórico propuesto en esta investigación incluye las siguientes dimensiones de la competencia para aprender: *autogestión del aprendizaje, construcción del conocimiento, conocimiento personal como aprendizaje y transferencia del conocimiento.*

La dimensión *autogestión del aprendizaje* alude a la capacidad de la persona para plantearse metas de aprendizaje, planificar procesos para alcanzarlas, regular el desarrollo de dichos procesos y evaluarlos (Wirth y Leutner, 2008). La autogestión se apoya en una actitud abierta al conocimiento (curiosidad) y en un esfuerzo sostenido que proporciona y/o se alimenta del interés personal. Esta dimensión se apoya en la metacognición (Pozo y Mateos, 2010), implicando, por tanto, deliberación y flexibilidad en la selección de los propios

recursos, y capacidad de planificar y evaluar acciones y procedimientos (López-Aguado, 2010).

*Construcción del conocimiento.* Los enfoques cognitivos del estudio del aprendizaje humano han llevado a subrayar el carácter constructivo del proceso de adquisición del conocimiento. Todo conocimiento nuevo se genera a partir de los otros previos y los trasciende. Esta perspectiva ha contribuido a poner de relieve la actividad estructuradora y dirigida por el propio sujeto, puntos de partida necesarios para un verdadero aprendizaje (Gómez y Coll, 1994).

Para construir conocimiento de manera permanente es esencial poseer un sólido bagaje de conocimientos y una habilidad sustentada en procedimientos personalizados o estrategias, entre las que destacan las vinculadas a la selección y organización de información pertinente para el conocimiento que se pretende construir.

*Conocimiento personal como aprendiz.* Poseer un autoconcepto ajustado proporciona una base sólida para marcarse metas de aprendizaje, generar expectativas realistas, seleccionar estrategias efectivas, mantener un buen nivel de motivación y un proyecto de mejora continua en el aprendizaje a lo largo de la vida (Bornholt, 2000). Este conocimiento personal está directamente relacionado con la capacidad de evaluar las propias actuaciones en la realización de una tarea, comparándolas con los resultados pretendidos, así como con la capacidad de valorar los resultados

en contraste con criterios externos (Kostons, van Gog, y Paas, 2012).

*Transferencia del conocimiento.* El concepto de competencia implica el uso efectivo de la misma en diferentes situaciones y contextos. Se define transferencia como la capacidad de aprender en situaciones nuevas, en la que los conocimientos y habilidades se adaptan a las exigencias de la nueva tarea. Para lograr la transferencia, los estudiantes deben percibir similitudes y diferencias entre las tareas, y construir modelos mentales de las relaciones entre las mismas (Singley y Anderson, 1989; Tuomi-Gröhn y Engeström, 2003).

El objetivo de esta investigación fue elaborar un instrumento válido para medir la competencia para aprender basándose en un modelo teórico que propone que dicha competencia está formada por las cuatro dimensiones comentadas.

## Método

### Participantes

La muestra estuvo formada por 487 estudiantes universitarios de grado (144 hombres y 343 mujeres) de 5 facultades de la Universidad de Deusto (Bilbao, España). La media de edad de los participantes fue 19.44 ( $DT = 2.09$ ), con un rango que iba de 18 a 43 años. Los estudiantes de primer curso constituían el 35.1% de la muestra, mientras que los de segundo eran el 64.9%. Con respecto a la distribución por facultad, el 31% de los

participantes pertenecían a la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, el 24.4% a la Facultad de Ciencias Sociales y Humanas, el 16.6% a la Facultad de Derecho, el 6.8% a la Facultad de Ingeniería y el 21% a la Facultad de Psicología y Educación.

### Instrumento

Para recoger información sobre la competencia para aprender, se diseñó una escala siguiendo el modelo teórico propuesto para dicha competencia.

El instrumento se basó en el CEVEAPEU, de Gargallo et al. (2009), y en el EEMA, de Suárez y Fernández (2005). Ambos instrumentos han mostrado alta consistencia interna. El CEVEAPEU ha mostrado fiabilidades superiores a .82 en cada una de sus subescalas y las subescalas del EMMA han mostrado fiabilidades comprendidas entre .74 y .81.

Para diseñar la escala se seleccionaron en un primer momento 20 ítems. Dichos ítems fueron juzgados por cuatro expertos, los cuales clasificaron cada ítem en una de las cuatro dimensiones teóricas del modelo propuesto. Los expertos también valoraron su calidad, consistencia y precisión. Se aceptaron aquellos ítems situados en la misma dimensión por, al menos, tres de los cuatro jueces.

Como resultado de este proceso se configuró una escala de 18 ítems categorizados en las siguientes dimensiones: *autogestión del aprendizaje, construcción del conocimiento, conocimiento personal como aprendiz, y transferencia del cono-*

*cimiento*. Para cada enunciado, cada participante debía expresar su grado de acuerdo utilizando una escala tipo Likert con 5 opciones de respuesta, desde 1 (muy en desacuerdo) hasta 5 (muy de acuerdo).

### Procedimiento

Se contactó con los profesores para informarles sobre el estudio y solicitarles su colaboración para aplicar la escala a los grupos de estudiantes durante una hora lectiva.

Se informó a los estudiantes de la naturaleza de la investigación y se les pidió su participación voluntaria. Completaron la escala utilizando una aplicación informática. En sesión dirigida por profesionales entrenados para tal fin entre Abril y Mayo de 2011.

### Análisis estadísticos

Para describir el nivel de competencia para aprender de la muestra se calcularon frecuencias ( $n$ ), porcentajes, medidas de tendencia central (media- $M$ ) y dispersión (desviación típica- $DT$ ). Para el análisis de los ítems del LCS se calculó la  $M$ ,  $DT$ , asimetría ( $As$ ), Kurtosis ( $K$ ), el coeficiente de correlación entre el ítem y el resto de la escala ( $r$ ), y el coeficiente alpha de Cronbach si el ítem fuera eliminado. Asimismo, se calcularon diferencias de medias entre Facultades (prueba  $F$  con el valor  $p$ ).

Se llevaron a cabo análisis de fiabilidad y validez de constructo y criterio. La fiabilidad se analizó a través del



alpha de Cronbach. Para valorar la validez de criterio se calcularon las correlaciones entre las puntuaciones del LCS y las puntuaciones del CEVEAPEU de Gargallo et al. (2009), eliminando los ítems de éste último incluidos en el LCS, para evitar solapamientos.

Se verificó la adecuación de la matriz de correlaciones para asegurarse de su posible factorización utilizando la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin y el test de esfericidad de Bartlett. Se llevaron a cabo análisis 'parallel' (PA-Timmerman y Lorenzo-Seva, 2011) y MAP (Minimum Average Partial, Velicer, 1976) como criterio de extracción del número de factores aconsejable a partir de la configuración de la matriz de correlaciones. También se analizó la normalidad multivariante a partir de la prueba de Mardia (Mardia, 1970).

Para validar el instrumento basado en el modelo teórico subyacente de competencia para aprender, se utilizaron una variedad de estrategias de análisis. Así, se realizaron varios análisis factoriales confirmatorios con técnicas estructurales de covarianza utilizando el programa EQS (Bentler, 1995; Bentler y Wu, 1995). Para la estimación de los parámetros se utilizó el método de máxima verosimilitud. En todos los casos, para evaluar la bondad de ajuste del modelo correspondiente, se calculó la prueba ji cuadrado ( $\chi^2$ ) que indica la probabilidad de que la divergencia entre la matriz de varianzas-covarianzas muestrales y la generada a partir del modelo hipotético se deba al azar; en el caso de incumplimiento de norma-

lidad multivariante se realizaría la estimación mediante la aplicación de métodos robustos (Satorra y Bentler, 2001; Satorra, 2003).

Debido a que  $\chi^2$  es muy sensible a las variaciones del tamaño de la muestra (Schermelleh-Engel, Moosbrugger, y Müller, 2003), se emplearon medidas adicionales de la bondad de ajuste del modelo (Hu y Bentler, 1999) tales como la raíz cuadrada de la media de residuos estandarizados (Standardized Root Mean square Residual-SRMR), el error de aproximación cuadrático medio (Root Mean Square Error of Aproximation-RMSEA) y su Intervalo de Confianza del 90% considerando adecuados valores  $< .05$  y aceptables valores  $< .08$ ; los índices de bondad de ajuste (Goodness of fit-GFI) y de ajuste comparado (Comparative fit-CFI), cuyos valores deben ser  $> .90$ ; y el criterio de información Akaike (AIC) para comparar modelos con diferentes parámetros, cuyos valores más bajos indicarían mayor parsimonia y serían elegibles.

El modelo final se presentará gráficamente y se indicarán los parámetros de las relaciones estructurales indicando los coeficientes factoriales estandarizados y los errores de estimación. Para interpretar los resultados, se eligió un nivel de significación de  $p < .05$  para un intervalo de confianza del 95%.

## Resultados

En la Tabla 1 se muestran los análisis descriptivos del conjunto de

Tabla 1

*Estadísticos Descriptivos y Análisis de Consistencia Interna de la Escala Competencia para Aprender (n = 487)*

	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>As</i>	<i>K</i>	<i>r</i>	<i>α</i>	<i>F</i>	<i>p</i>
1 Sé cuáles son mis puntos fuertes y mis puntos débiles, al enfrentarme al aprendizaje de las asignaturas.	4.00	0.72	-0.83	1.65	.41	.86	0.75	.556
2 Conozco dónde se pueden conseguir los materiales necesarios para estudiar las asignaturas.	3.85	0.82	-0.58	0.47	.42	.86	0.34	.848
3 Soy capaz de seleccionar la información necesaria para estudiar con garantías las asignaturas.	3.82	0.78	-0.85	1.37	.50	.85	1.08	.364
4 Utilizo lo aprendido en universidad en las situaciones de la vida cotidiana.	3.67	0.88	-0.78	0.80	.42	.86	2.07	.845
5 Me doy cuenta de cuándo hago bien las cosas, en las tareas académicas, sin necesidad de esperar la calificación del profesor.	3.71	0.85	-0.65	0.45	.41	.86	1.13	.339
6 Me manejo hábilmente en la biblioteca y sé encontrar las obras que necesito.	3.27	1.03	-0.33	-0.37	.31	.86	6.66	.000
7 En la medida de lo posible, utilizo lo aprendido en una asignatura también en otras.	3.91	0.74	-0.78	1.56	.46	.86	0.38	.820
8 Cuando he hecho un examen, sé si está bien o mal.	3.62	0.87	-0.40	-0.18	.37	.86	1.48	.207
9 Soy capaz de separar información fundamental de la que no lo es para preparar las asignaturas.	3.71	0.82	-0.68	0.48	.50	.86	0.71	.586
10 Cuando hago búsquedas en Internet, soy capaz de reconocer los documentos que son fundamentales para lo que estoy trabajando o estudiando.	3.82	0.82	-0.49	0.22	.46	.86	0.81	.520
11 Persevero hasta que consigo los objetivos que me planteo.	3.69	0.90	-0.54	0.15	.52	.85	0.31	.873
12 Utilizo diferentes estrategias para dirigir mi aprendizaje.	3.59	0.90	-0.65	0.28	.50	.85	2.38	.051
13 Tengo interés por aprender de distintas situaciones.	3.89	0.82	-0.89	1.32	.60	.85	0.67	.615
14 Mantengo el esfuerzo en actividades difíciles o poco interesantes.	3.49	0.89	-0.60	0.10	.49	.85	0.32	.013
15 Logro una comprensión profunda de los temas que aprendo.	3.58	0.85	-0.31	0.17	.53	.85	1.50	.200
16 Tomo las riendas de mi propio aprendizaje.	3.93	0.82	-0.87	1.42	.56	.85	0.28	.887
17 Modifico mis estrategias de aprendizaje si no me están resultando como esperaba.	3.84	0.82	-0.78	1.03	.50	.85	0.55	.695
18 Manifiesto competencia para aprender por mí mismo/a.	4.05	0.78	-0.70	0.71	.58	.85	0.19	.105
Escala	3.75	0.04	-0.73	2.51		.86		

ítems de la escala LCS. El valor de la media total es 3.75 en un rango posible de 1 a 5, siendo el valor más bajo de la media 3.27 y el máximo 4.05 para los ítems de esta escala. La asimetría de la distribución de puntuaciones en ningún ítem es mayor de 1, aunque en todos es negativa o hacia la izquierda, lo cual indica una tendencia hacia valores más altos de la escala.

A través del análisis de varianza (Valores  $F$  y  $p$ , Tabla 1), se analizó la respuesta media de los participantes en cada ítem en función del grado universitario que estaban estudiando. En dos de los 18 ítems (IT06 e IT14) se encontraron diferencias significativas. Las pruebas post-hoc establecieron que los estudiantes de Ciencias Económicas tenían una media menor que el resto de participantes.

Con relación a la consistencia interna de la escala, los coeficientes de correlación entre los ítems y la escala total estaban entre .31 y .60, siendo el valor promedio de correlación .47. Por otro lado, la eliminación de ningún ítem mejoraría el coeficiente alpha de la escala total, el cual es .86.

Para la validez de criterio, se valoró el coeficiente de correlación entre la puntuación de LCS y la del cuestionario CEVEAPEU de Gargallo et al. (2009), que mide estrategias de aprendizaje. La correlación es significativa, positiva y alta (.72,  $p < .001$ ).

Tanto la prueba  $KMO$  (= .885) como el test de esfericidad de Bart-

lett ( $\chi^2 = 2315.3$ ;  $p < 0.001$ ) llevados a cabo sobre la matriz de correlaciones indicaron que la factorización de los ítems es adecuada para la LCS. Las pruebas de *parallel* y *map* calculadas sobre la matriz de correlaciones indicaron que debería retenerse un único factor.

Para validar el constructo dimensional de la LCS, se probaron cuatro modelos estructurales: 1) de un único factor, apoyado por los resultados tanto de  $PA$  como de  $MAP$ ; 2) un modelo con cuatro dimensiones independientes; 3) un modelo con cuatro dimensiones interrelacionadas; y 4) un modelo de cuatro dimensiones subsumidas en un factor general de segundo orden.

Se llevaron a cabo una serie de análisis factoriales confirmatorios sobre los modelos estructurales definidos teóricamente, cuyos índices de bondad de ajuste se muestran en la Tabla 2. Debido a que no existe normalidad multivariada en los datos (el estimador estandarizado de la Kurtosis multivariada de Mardia es igual a  $39.43 > 1.96$ ), se utilizaron estimadores robustos de máxima verosimilitud para ajustar los modelos de medida. En todos los casos, la Ji cuadrado de Satorra-Bentler ( $\chi^2$ , como medida de ajuste general) ha sido estadísticamente significativa, lo que indica que el modelo empírico no tiene buen ajuste con el modelo teórico. Sin embargo, en muestras amplias ( $n > 100$ ), el valor  $\chi^2$  tiende a aumentar debido al error en la especificación del modelo (Jöreskog y Sörbom, 1989).

Tabla 2

*Modelos Estructurales de LCS Basados en Análisis Factorial Confirmatorio (n=487).  
Estimadores Robustos de Máxima Verosimilitud*

Modelo (M) de LCS	Índices de bondad de ajuste							RMSEA 90% CI		
	$\chi^2$	$\chi^2/gl$	AIC	GFI	CFI	SRMR				
M1 Único factor	543.85	4.02	273.85	.88	.80	.062	.066	[.059	.073]	
M2 Cuatro factores independientes	1016.97	7.53	746.97	.81	.59	.210	.095	[.088	.101]	
M3 Cuatro factores relacionados	433.16	3.35	175.16	.91	.85	.057	.058	[.050	.065]	
M4 Cuatro factores subsumidos en un factor de segundo orden	443.32	3.38	181.32	.91	.86	.057	.070	[.063	.067]	

$\chi^2$  - Ji cuadrado

$\chi^2/gl$  - Ji cuadrado normado: ji entre grados libertad

AIC - Criterio de información de Akaike

GFI - Índice de bondad de ajuste

CFI - Índice de ajuste comparativo

SRMR - Raíz cuadrada de la media de residuos estandarizados

RMSEA - Error de aproximación cuadrático medio

90% CI - Intervalo de confianza

Por ello, con frecuencia se deben calcular índices adicionales para determinar los ajustes necesarios al modelo. Fijándose en el valor de  $\chi^2$  normado ( $\chi^2/gl$ ) en la Tabla 2, se puede observar que en ninguno de los modelos es menor de 1 (lo cual podría indicar un sobreajuste), y que en los modelos 1 (un único factor) y 2 (cuatro factores independientes) el valor es mayor de 4 (lo cual podría indicar que los modelos necesitan un mejor ajuste).

Los valores de los índices *GFI* no son acordes con el criterio de ajuste en el modelo 1 (M1) ni en el modelo 2 (M2). Sin embargo, en M3 (cuatro factores relacionados) y en M4 (cuatro factores subsumidos en

un factor de segundo orden) muestran un valor de *GFI* de .91 y .92, los cuales superan el valor mínimo de decisión para un buen ajuste (.90). Los valores de *SMRM* y *RMSEA* no son aceptables (> .08) en M2 (.21 y .09, respectivamente) pero sí son aceptables tanto en M3 como en M4. Por tanto, M3 y M4 presentan un mejor ajuste. No obstante, tanto la ratio  $\chi^2/gl$  (3.35 frente a 3.38) como el criterio de información de Akaike (*AIC* = 175.16 frente a 181.32), así como la prueba de la diferencia escalada de ji cuadrado entre ambos modelos, son estadísticamente significativas [ $\chi^2_{(2)} = 10.16, p = .006$ ], lo que indica que el tercer modelo es superior al cuarto. Por todo ello, entre

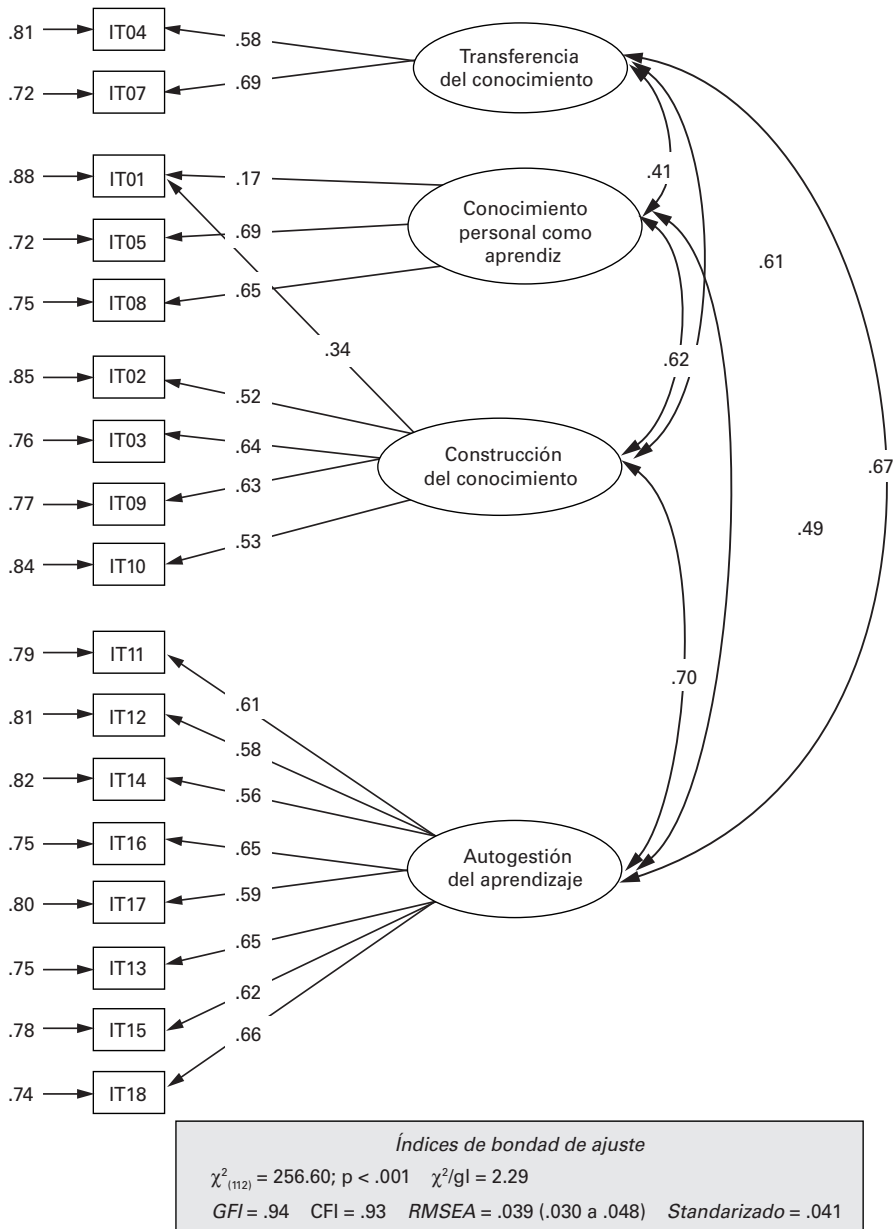


Figura 1. Análisis factorial confirmatorio de la escala Competencia para Aprender (n = 487).

los cuatro modelos propuestos inicialmente, se decide retener el modelo de cuatro factores correlacionados.

Los resultados de los multiplicadores de Lagrange (Prueba *LM*) y de la prueba de Wald (*TW*) en el modelo de cuatro factores interrelacionados (M3) muestran que dicho modelo se puede mejorar a través de la reubicación de ciertos ítems en otras dimensiones diferentes de aquellas a las que habían sido inicialmente asignados. Se realizaron las indicaciones tanto de *TW* como de *LMT* hasta llegar a un modelo final (M5-Figura 1) que muestra mejor ajuste (Ji cuadrado normado = 2.29, *GFI* = .94, *CFI* = .93; *RMSEA* = .039).

La prueba de la diferencia escalada de ji cuadrado entre los dos modelos (M5 y M3) es estadísticamente significativa [ $\chi^2_{(17)} = 186.72$ ,  $p = .001$ ]. En el modelo final, los ítems 13, 15 y 18 se resitúan en la dimensión de *autogestión del aprendizaje*, el ítem 6 desaparece de la escala y el ítem 1 pesa en dos dimensiones diferentes, la *construcción del conocimiento* y el *conocimiento personal como aprendiz*. Aunque el ítem 1 pesa más en la dimensión *construcción del conocimiento*, se ha mantenido en las dos dimensiones por el contenido teórico del ítem. Además, los pesos factoriales (coeficientes lambda) son siempre mayores de .45, excepto en el ítem 1, cuyo peso es menor en ambas dimensiones ( $\lambda_{12} = .17$ ;  $\lambda_{13} = .34$ ).

La fiabilidad de constructo (*CR*), el porcentaje de varianza ex-

tractada (*VE*) y el coeficiente alpha de Cronbach de cada dimensión son las siguientes: *transferencia del conocimiento* (*CR* = .51; *VE* = 23.07%;  $\alpha = .57$ ), *conocimiento personal como aprendiz* (*CR* = .49; *VE* = 27.6%;  $\alpha = .59$ ), *autogestión del aprendizaje* (*CR* = .79; *VE* = 26.3%;  $\alpha = .83$ ), y *construcción del conocimiento* (*CR* = .63; *VE* = 22.7%;  $\alpha = .69$ ).

## Discusión

Los resultados de esta investigación coinciden en parte con la propuesta de Jornet, García-Bellido y González-Such (2012), quienes desarrollaron un procedimiento para diseñar instrumentos de evaluación de la competencia para aprender, identificando tres dimensiones (actitudes hacia la propia mejora, comprensión de lenguaje científico, y conocimiento y recursos para la mejora) entre cuyos componentes se encuentran los identificados en el presente estudio. Así, los componentes denominados por estos autores *actitudes hacia la formación*, *autorregulación*, *compromiso* y *metacognición* se identifican teóricamente con la dimensión *autogestión del aprendizaje* del presente estudio. *La identificación*, *el razonamiento*, *la conceptualización* y *el pensamiento crítico* se corresponden con la dimensión *construcción del conocimiento*, mientras que la *autoconciencia* descrita por Jornet et al. (2012) tiene equivalencia con el *conocimiento personal como aprendiz*.

Finalmente, la resolución de problemas y la extensión de intereses se corresponden con la *transferencia de conocimiento*.

Recientemente, algunos estudios se han centrado en aspectos o dimensiones de la competencia para aprender, como la autoeficacia percibida, la autorregulación del aprendizaje, las estrategias de aprendizaje cognitivas y afectivas, así como los estados emocionales vinculados al aprendizaje (Cabanach et al., 2006; Sáiz, Montero, Bol, y Carbonero, 2012; Suárez y Fernández, 2011). Estos estudios han permitido avanzar en la conceptualización de la competencia para aprender como una integración de diferentes elementos que favorece un desempeño eficaz a lo largo de la vida en las distintas situaciones de aprendizaje que se presentan (Salmerón y Gutiérrez, 2012).

Con esta investigación se pretendía definir este constructo junto con sus dimensiones y elaborar un instrumento para medirlo. Los resultados, basados en los pesos factoriales de los ítems y en las propuestas de los análisis *parallel y map*, permiten afirmar que la combinación de ítems explica una dimensión general que, debido a su contenido, remitiría al constructo denominado competencia para aprender.

Sin embargo, se buscaba evaluar un constructo compuesto por cuatro dimensiones. Para ello, se probaron cuatro modelos estructurales aceptables teóricamente. Las pruebas confirmatorias llevadas a cabo indicaron que el modelo que debía retenerse

era el de cuatro factores interrelacionados por tener mejor ajuste y ser más parsimonioso. Sobre el modelo inicialmente retenido, los análisis de Lagrange y Wald condujeron a una reespecificación del mismo que lograba un mejor ajuste. El modelo final resultante suponía la transposición de tres ítems (13, 15 y 18) de la dimensión *construcción del conocimiento* a la dimensión *autogestión del aprendizaje*, la inclusión del ítem 1 en dos diferentes dimensiones (*la construcción del conocimiento y el conocimiento personal como aprendiz*), así como la eliminación del ítem 6, el cual tenía poco peso en cualquiera de las dimensiones.

Aunque la propuesta inicial incluía los ítems 13, 15 y 18 en *construcción del conocimiento*, es comprensible su inclusión en *autogestión del aprendizaje*, y añade a esta dimensión el aspecto de la motivación por aprender y del aprendizaje como logro, acercando esta dimensión a lo que otros autores han denominado aprendizaje autorregulado (Salmerón y Gutiérrez, 2012).

El ítem 1, referido a la conciencia de las propias fortalezas y debilidades para el aprendizaje de un tema, comparte peso en dos dimensiones, menor en la dimensión en la que había sido teóricamente incluido (*conocimiento personal como aprendiz*) que en la dimensión *construcción del conocimiento*. Se mantuvo en ambas dimensiones debido a su contenido. Sin embargo, sería conveniente revisar la formulación del ítem por si ésta ha influido en el resultado, dado

que conecta autoconciencia con rendimiento en las materias académicas.

La dimensión *construcción del conocimiento* ha incluido en la propuesta final ítems referidos a la selección y organización de la información, lo cual tiene sentido ya que la construcción del conocimiento requiere habilidad para transformar la información en conocimiento siguiendo un proceso de selección y organización. Sin embargo, esta dimensión debería revisarse para añadir ítems referidos a la transformación de información en conocimiento.

Las dimensiones *conocimiento personal como aprendiz* y *construcción del conocimiento* deberían tam-

bién revisarse con la finalidad de aumentar el número de ítems de manera que cada una contara al menos con cuatro elementos.

Finalmente, a pesar de la re-especificación realizada teniendo en cuenta el peso de los ítems en las diversas dimensiones, el modelo final se ajusta adecuadamente al constructo teórico objetivo del estudio.

Como se ha mencionado, sería conveniente revisar el contenido del cuestionario a la luz de los resultados obtenidos, así como replicar la aplicación de este instrumento con una muestra más amplia que refleje una mayor diversidad de Facultades.

## Referencias

- Ayala, C. L., Martínez, R., y Yuste, C. (2004). *CEAM: Cuestionario de Estrategias de Aprendizaje y Motivación*. Madrid: EOS.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS. Structural Equations Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bentler, P. M., y Wu, E. J. (1995). *EQS for Windows User's Guide*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bolhuis, S. (2003). Towards process-oriented teaching for self-directed lifelong learning: a multidimensional perspective. *Learning and Instruction*, 13(3), 327-347. doi: 10.1016/S0959-4752(02)00008-7.
- Bornholt, L. J. (2000). Social and personal aspects of self-knowledge: a balance of individuality and belonging. *Learning and Instruction*, 10(5), 415-429. doi: 10.1016/S0959-4752(00)00006-2.
- Cabanach, R., Valle, A., Gerpe, M., Rodríguez, S., Piñeiro, I., y Rosario, P. (2006). Diseño y validación de un cuestionario de gestión motivacional. *Revista de Psicodidáctica*, 14(1), 29-47.
- Caprile, M., y Serrano, A. (2011). The move towards the knowledge-based society: a gender approach. *Gender, Work and Organization*, 18(1), 48-72.
- Carneiro, R. (2007). The big picture: Understanding learning and meta-learning challenges. *European Journal of Education*, 42(2), 151-172.
- Castells, M. (1997). *The rise of the network society*. Cambridge, Mass: Blackwell.



- Castellanos, S., Palacio, M. E., Cuesta, I., y García, E. (2011). Cuestionario de Evaluación del Procesamiento de la Información para Universitarios (CPEI-U). *Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 16(2), 15-28.
- Comisión de las Comunidades Europeas (2005). *Recomendación del Parlamento y del Consejo sobre las competencias clave del aprendizaje permanente*. Brussels. Recuperado de [http://www.crue.org/export/sites/Crue/probolonia/documentos/antecedentes/9.Competencias\\_clave\\_para\\_aprendizaje\\_permanente.pdf](http://www.crue.org/export/sites/Crue/probolonia/documentos/antecedentes/9.Competencias_clave_para_aprendizaje_permanente.pdf)
- Edwards, R. (2010). Reflexivity: towards a theory of lifelong learning. *International Journal of Lifelong Education*, 21(6), 525-536. doi:10.1080/0260137022000016749.
- European Commission. (2001). *Making a European area of lifelong learning a reality*. Brussels. Recuperado de <http://www.bologna-berlin2003.de/pdf/MitteilungEng.pdf>
- Fernández-March, A. (2006). Metodologías activas para la formación de competencias. *Educatio Siglo XXI*, 24, 35-56.
- García-Ros, R., y Pérez-González, F. (2011). Validez predictiva e incremental de las habilidades de autorregulación sobre el éxito académico en la universidad. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 231-250.
- Gargallo, B. (2000). *Procedimientos. Estrategias de evaluación. Su naturaleza, enseñanza y evaluación*. Valencia: Tirant lo Blanch.
- Gargallo, B., Suárez, J., y Ferreras, A. (2007). Estrategias de aprendizaje y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Revista de Investigación Educativa*, 25(2), 421-441.
- Gargallo, B., Suárez-Rodríguez, J. M., y Pérez-Pérez, C. (2009). El cuestionario CEVEAPEU. Un instrumento para la evaluación de las estrategias de aprendizaje de los estudiantes universitarios. *RELIEVE*, 15, 2. Recuperado de [http://www.uv.es/RELIEVE/v15n2/RELIEVEv15n2\\_5.htm](http://www.uv.es/RELIEVE/v15n2/RELIEVEv15n2_5.htm)
- Gómez, C., y Coll, C. (1994). ¿De qué hablamos cuando hablamos de constructivismo?. *Cuadernos de Pedagogía*, 221, 8-10.
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criterion for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Jornet, J. M., García-Bellido, R., y González-Such, J. (2012). Evaluar la competencia para aprender a aprender: una propuesta metodológica. *Profesorado. Revista de Currículum y Formación de Profesorado*, 16, 103-123. Recuperado de <http://www.ugr.es/local/recfpro/rev161ART7.pdf>
- Jöreskog, K. G., y Sörbom, D. (1989). *Lisrel 7: A guide to the Program and Applications (2nd Ed)*. Chicago, Ill.: SPSS.
- Kostons, D., van Gog, T., y Paas, F. (2012). Training self-assessment and task-selection skills: A cognitive approach to improving self-regulated learning. *Learning and Instruction*, 22, 121-132. doi: 10.1016/j.learninstruc.2011.08.004.
- Longworth, N. (2003). *El aprendizaje a lo largo de la vida*. Barcelona: Paidós.
- López-Aguado, M. (2010). Diseño y análisis del Cuestionario de Estrategias de Trabajo Autónomo (CETA) para estudiantes universitarios. *Revista de Psicodidáctica*, 15(1), 77-99.
- Lüftenegger, M., Schober, B., Schoot, R., Wagner, P., y Finsterwald, M. (2011). Lifelong learning as a goal. Do autonomy and self-regulation in school result in well prepared pu-

- pils?. *Learning and Instruction*, 22(1), 27-36. doi:10.1016/j.learninstruc.2011.06.001.
- Mardia, K., V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530.
- Masui, C., y De Corte, E. (2005). Learning to reflect and to attribute constructively as basis components of self-regulated learning. *British Journal of Educational Psychology*, 75(3), 351-371. doi:10.1348/000709905X25030.
- Monereo, C., y Castelló, M. (1997). *Las estrategias de aprendizaje. Cómo incorporarlas a la práctica educativa*. Barcelona: Edebé.
- Monereo, C., y Pozo, J. I. (2001). ¿En qué siglo vive la escuela?, el reto de la nueva cultura educativa. *Cuadernos de Pedagogía*, 298, 50-55.
- Muis, K. R., Winne, P. H., y Jamieson-Noel, D. (2007). Using a multitrait-multimethod analysis to examine conceptual similarities of three self-regulated learning inventories. *British Journal of Educational Psychology*, 77(1), 177-195.
- Pozo, I., y Mateos, M. (2010). Aprender a aprender: Hacia una gestión autónoma y metacognitiva del aprendizaje. En J. I. Pozo, y M. P. Pérez Echeverría (Eds.), *Psicología del aprendizaje universitario: La formación en competencias* (pp. 54-49). Madrid: Morata.
- Pintrich, P. R., Smith, D. A., García, T., y McKeachie, W. J. (1993). Reliability and predictive validity of the Motivational Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ). *Educational and Psychological Measurement*, 53(3), 801-813.
- Román, J. M., y Gallego, S. (1994). *ACRA. Escalas de estrategias de aprendizaje*. Madrid: TEA.
- Salmerón, H., y Gutiérrez, C. (2012). La competencia para aprender a aprender y el aprendizaje autorregulado. Posicionamientos Teóricos. *Revista de Currículum y Formación del Profesorado*. 16(1), 5-13 (enero-abril 2012). Recuperado de <http://www.ugr.es/~recfpro/rev161ART1.pdf>
- Sahlberg, P., y Boce, E. (2010). Are teachers teaching for a knowledge society?. *Teachers and Teaching: Theory and Practice*, 16(1), 31-48.
- Sáiz, M. C., Montero, E. Bol, A., y Carbonero, M. A. (2012). Un análisis de competencias para aprender a aprender en la universidad. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 10(1), 253-270. Recuperado de <http://www.investigacionpsicopedagogica.org/revista/new/ContadorArticulo.php?629>.
- Satorra, A., y Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514.
- Satorra, A. (2003). Power of chi-square Goodness-of-fit test in structural equation models: the case of non-normal data. En H. Yanai, A. Okada, K. Shigemasa, Y. Kano, y J. J. Meulman (Eds.), *New developments of psychometrics* (pp. 57-68). Tokio: Springer Verlag.
- Schraw, G., y Dennison, R. S. (1994). Assessing metacognitive awareness. *Contemporary Educational Psychology*, 19(4), 460-475.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., y Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Test of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research*, 8(2), 23-74.
- Schulz, M., y Stamov, C. (2010). Informal workplace learning: An exploration of age differences in learning competence. *Learning and Instruction*, 20(5), 383-399. doi: 10.1016/j.learninstruc.2009.03.003.

- Singley, M. K., y Anderson, J. R. (1989). *Transfer of cognitive skill*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Solbазcher, C. (2006). Improving learning competence in schools: what relevance does empirical research in this area have for teacher training?. *European Journal of Teaching Education*, 29(4), 533-544.
- Suárez, J. M., y Fernández, A. P. (2005). Escalas de evaluación de las estrategias motivacionales de los estudiantes. *Anales de Psicología*, 21(1), 116-128.
- Suárez, J. M., y Fernández, A. P. (2011). Evaluación de las estrategias de autorregulación afectivo-motivacional de los estudiantes: Las EEMA-VS. *Anales de Psicología*, 27(2), 369-380.
- Timmerman, M. E., y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220.
- Tuomi-Gröhn, T., y Engeström, Y. (2003). Conceptualizing transfer: From standard notions to developmental perspectives. En T. Tuomi-Gröhn, e Y. Engeström (Eds.), *Between school and work: New perspectives on transfer and boundary-crossing* (pp. 19-38). New York: Pergamon.
- Varela-Petito, G. (2010). Facing the knowledge society: Mexico's Public Universities. *Higher Education Policy*, 23(3), 436-449.
- Vázquez, M. A. (2009). *La universidad del siglo XXI en la sociedad de la comunicación y del conocimiento*. Sevilla: Universidad de Sevilla. Secretariado de Publicaciones.
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41(3), 321-327.
- Villardón, L., Elexpuru, I., y Yániz, C. (2007, July). *Autonomía, condición indispensable de la competencia para aprender. Datos preliminares de un estudio*. Comunicación presentada en el Seminario Internacional El desarrollo de la autonomía en el aprendizaje. Red Estatal de Docencia Universitaria (REDU), Barcelona, España. Recuperado de <http://congresos.um.es/redu/barcelona2007/paper/viewFile/451/421>
- Weinstein, C. E. (1987). *LASSI (Learning and Study Strategies Inventory)*. Clearwater, FL: H&H Publishing Company.
- Wirth, J., y Leutner, D. (2008). Self-regulated learning as a competence: Implications of theoretical models for assessment methods. *Journal of Psychology*, 216(2), 102-110.
- Yániz, C., y Villardón, L. (2006). *Planificar desde competencias para promover el aprendizaje*. Bilbao: University of Deusto.
- Zimmerman, B. J. (2000). Attaining self-regulation: a social cognitive perspective. En M. Boekaerts, P. Pintrich, y M. Zeodmer (Eds.), *Handbook of self-regulation*, (pp. 13-39). San Diego: Academic Press.
- Zimmerman, B. J., y Kitsantas, A. (2007). Reliability and validity of self-efficacy for Learning Form (SELF) scores of college students. *Journal of Psychology*, 215(3), 157-163.

Lourdes Villardón-Gallego es catedrática del Departamento de Didáctica y Desarrollo Curricular, Facultad de Psicología y Educación de la Universidad de Deusto. Es investigadora principal del Equipo de investigación Desarrollo de competencias y valores, reconocido en el Sistema Universitario Vasco (2007 y 2012). Cuenta con numerosas publicaciones vinculadas al desarrollo y evaluación de competencias y valores, fundamentalmente en el nivel universitario. Su principal área de interés es el desarrollo y aprendizaje a lo largo de la vida.

Concepción Yániz es profesora titular del Departamento de Didáctica y Desarrollo Curricular, Facultad de Psicología y Educación de la Universidad de Deusto y Directora del Programa de Tercer Ciclo Innovación y Aprendizaje a lo largo de la vida. Es investigadora del Equipo Desarrollo de competencias y valores. Sus principales temas de interés son el desarrollo y el aprendizaje a lo largo de la vida.

Cristina Achurra es profesora del Máster de Formación de Profesorado de Educación Secundaria de la Facultad de Psicología y Educación de la Universidad de Deusto. Es investigadora del Equipo Desarrollo de competencias y valores. Sus principales temas de interés son las metodologías activas para el desarrollo de competencias.

Ioseba Irargui es profesor del Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamientos Psicológicos de la Facultad de Psicología y Educación de la Universidad de Deusto. Es investigador principal del equipo Evaluación, Clínica y Salud y responsable del área clínica de Deusto Psych i+d. Sus principales temas de interés son la evaluación de resultados de salud y el desarrollo de instrumento de evaluación.

María del Carmen Aguilar-Rivera es Profesora Titular Ordinaria y Doctora en Psicopedagogía por la Universidad Católica Argentina, Santa María de los Buenos Aires. Actualmente integra el Equipo de investigación «Desarrollo de Competencias y Valores» de la Universidad de Deusto. Sus principales áreas de interés y estudio son los procesos de aprendizaje, y el proyecto de vida.

Fecha de recepción: 23-08-2012

Fecha de revisión: 15-11-2012

Fecha de aceptación: 14-12-2012