

Personal-Professional Competencies Perception Scale for Teacher Candidates: Validity and Reliability Study*

Öğretmen Adayları İçin Kişisel-Mesleki Yetkinlikler Algı Ölçeği: Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması

Hilal Kazu¹, Demet Demiralp²

Abstract

In this study, it has been aimed to develop a measuring tool which will enable to measure teacher candidates' personal-professional competences in a valid and a reliable way. The study was conducted on four different working groups consisting of a total of 720 teacher candidates. In the study, as for the construct validity of the comments made from the measurement, Exploratory Factor Analysis (EFA) and Confirmatory Factor Analysis (CFA) were applied. As a result of the EFA, a structure consisting of 18 items and 4 factors was achieved. The findings obtained from the CFA showed that the structure had adequate fit indexes. The calculations of convergent and discriminant validity which were made in order to enrich construct validity data show that the results are within the acceptable values in the literature. The reliability of the measurements obtained from the scale were controlled via Cronbach Alfa, composite reliability, and test-retest methods, and it was determined that calculated reliability coefficients are within the acceptable limits.

Keywords: Teacher candidates, personal-professional competences, lifelong learning, scale development, validity, reliability

Öz

Bu araştırmada, öğretmen adaylarının kişisel-mesleki yetkinliklere ilişkin algılarını geçerli ve güvenilir olarak ölçmeye olanak tanıyacak bir ölçme aracının geliştirilmesi amaçlanmıştır. Araştırma, toplam 720 öğretmen adayından oluşan dört ayrı çalışma grubu üzerinde yürütülmüştür. Araştırmada ölçme aracının yapı geçerliği için açımlayıcı faktör analizi (AFA) ve doğrulayıcı faktör analizi (DFA) hesaplanmıştır. AFA sonucunda, ölçekte 18 madde ve dört faktörden oluşan bir yapı elde edilmiştir. DFA'dan elde edilen bulgular da, bu yapının yeterli uyum indekslerine sahip olduğunu göstermiştir. Yapı geçerliği verilerinin zenginleştirilmesi amacıyla yapılan yakınsak ve ayırt edici geçerliği hesaplamaları da, literatürde kabul gören değerler içinde sonuçlar sağlandığını göstermiştir. Ölçekten elde edilen ölçümlerin güvenirligi; cronbach alfa, bileşik güvenirlilik ve test tekrar test yöntemleri ile incelenmiş ve hesaplanan güvenirlilik katsayılarının kabul edilebilir sınırlar içerisinde yer aldığı saptanmıştır.

Anahtar sözcükler: Öğretmen adayları, kişisel-mesleki yetkinlikler, yaşam boyu öğrenme, ölçek geliştirme, geçerlik, güvenirlilik

Received: 24.08.2016 / Revision received: 23.05.2017 / Second revision received: 24.08.2017 / Approved: 28.08.2017

¹Assist. Prof. Dr., Fırat University, Elazığ-Turkey, hkazu@firat.edu.tr, ²Assist. Prof. Dr., Munzur University, Tunceli-Turkey, demet.demiralp@hotmail.com

Atf için/Please cite as:

Kazu, H., & Demiralp, D. (2017). Personal-professional competencies perception scale for teacher candidates: Validity and reliability study. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 23(3), 425-464. doi: [10.14527/kuey.2017.015](https://doi.org/10.14527/kuey.2017.015)

English Version

Introduction

Almost all of the European countries made various arrangements for their higher education systems at the beginning of the 1990s and the 2000s. When it is considered that countries have very different university traditions, different educational processes and therefore different qualities of education, the idea of making these arrangements common for the countries led to the formation of a common European Higher Education Area (EHEA) for the harmonization and approximation of higher education systems in Europe. The Bologna Process, which was officially launched in 1999 to realize life-long learning in this area, has been a turning point for universities. It is emphasized in Bologna Declaration that life-long learning is an integral part of higher education activities (Bologna Declaration, 1999). In the Bologna process, The Overarching Framework for Qualifications of the European Higher Education Area, (QF-EHEA) and The European Qualifications Framework for Life-long Learning (EQF-LLL), which was developed in the Lisbon Process, were adopted for easier comprehension and comparison of higher education systems of the countries. The countries that were included in Lisbon and/or Bologna processes were asked to prepare national qualifications frameworks based on one of the frameworks appropriate to their higher education systems, to associate them with the QF-EHEA and/or EQF-LLL framework levels until 2010 and to put them into effect with national legislation, administrative processes and transparent methods (Bergen Declaration, 2005; QF-THE, 2009). Thus, within the framework of common understanding, principles and approaches presented by these processes, it was also aimed to generalize the sense of life-long learning in society in general, with the arrangements in universities and the curriculum applied in these universities. When it is considered that those who educate life-long learners are "teachers", this aim will be more effective with arrangements in teacher training systems. So, the trends that have been effective and prominent in teacher training since the 1990s are mentioned, and it is stated that one of them is the expansion of pre-service training period of teacher candidates with the concept of life-long learning (Fenwick, 2001). It is remarkable that many European countries have entered into the process of a rapid restructuring process in their teacher training systems in line with all these considerations.

Arrangements have also been made in the teacher training system in our country, which was included in the Bologna process in 2001, signed the Lisbon Recognition Convention in 2004 and created and put into force "The Turkish Qualifications Framework for Higher Education" (NQF-HETR) along with the

applications of these processes in the forthcoming years. The determination of Teacher Training and Educational Sciences Basic Field Qualifications in the NQF-HETR, which was formed based on The European Qualifications Framework for Life-long Learning (EQF-LLL), was the most concrete example of it. The level descriptors were determined by associating with those in the National Qualification Frameworks of the European countries for these field qualifications, as well as in other areas, and they were composed of "knowledge", "skill" and "personal and professional competencies (independent working and taking responsibility, learning, communication and social, field-specific)" for undergraduate level (teacher candidates) (NQF-HETR, 2011). It can be said that personal and professional competencies identified by the NQF-HETR have been determined under four independent headings, and the qualifications under these headings have been created for life-long learning. As required by the sense of mission in personal and professional competencies for teacher candidates, the facts that they take responsibility, that they know and recognize the strengths and weaknesses of themselves and that they do not avoid taking responsibility for solving problems both individually and in a group were gathered under the competence of "ability to work independently and take responsibility". Under the heading of "field-specific" professional competencies, individual attitudes and behaviors within the frame of scientific understanding and ethical values mainly come to the forefront. Moreover, beyond knowing his/her own language and a foreign language with international validity in order to reach a dimension where he/she can share what he/she knows with others in writing or verbally as a requirement of social life, the ability to use existing technology especially for educational purposes and to contribute to the resolution of problems accordingly are expressed as the requirement of "communication and social" competence. In addition to these, the fact that the person is aware of his/her need for life-long information at any stage and makes learning an objective of life and additionally develops an objective, original and scientific-based critical perspective was specified under the heading of "learning" competence (Ada and Baysal, 2013, p. 200). Moreover, it was seen that the statement of "it develops a positive attitude towards life-long learning" was included in learning competencies.

The concept of competence in the European Higher Education Area is defined as the ability to use knowledge, personal, social and/or methodological skills in work and workplace environments and with respect to professional and personal development (NQF-HETR, 2011). Within the scope of EQF-LLL, "competence" is defined by the concepts of responsibility and autonomy. Within the scope of NQF-HETR, "competence" is defined within the frame of the concepts of competence to be able to work independently and take responsibility, the learning competence, the communication and social competence and the field-specific and professional competence. In the literature, the perception of competence is defined as the perceptions of people

about their confidence in their capacity to be able to organize the behaviors required to execute a performance and to perform these behaviors organized by them (Bandura, 1986). Similarly, Luszczynska, Gibbons, Piko and Tekozel (2004) also defined the competence belief as the person's belief/perception in his/her skill related to the consequences that he/she believes to be able to create and the behaviors he/she can exhibit accordingly. The perception of competence also increases the motivational aspect of the person by revealing the effort and cognitive ability that are required to be able to successfully complete a task (Marakas, Yi and Johnson, 1998) and thus affects the performance (Bandura, 1977; Pajares, 1996). With this aspect, it is seen that field-specific/professional competence is also emphasized in the concept of the perception of competence. People with the perception of competence consider personal and professional problems or obstacles they encounter throughout their lives as a situation that improve themselves rather than threatening or uncontrollable situations for them (Rimm and Jerusalem, 1999). Therefore, with these competencies, the individual organizes learning activities to increase his/her learning throughout the life and thus participates in the life-long learning process (Knapper and Cropley, 2000).

With NQF-HETR, it is expected from teacher training basic area to train teachers who have personal and professional competencies for life-long learning and who can use them even after graduation by adapting them to all areas of life. Thus, teachers will be models to their students with these competencies and will be able to train individuals accordingly. However, at the point of the realizability of all these expectations, at what level teacher candidates' perceptions on these competencies are is a matter of curiosity. In this respect, it is very important to provide literature with a scale that can be used in determining teacher candidates' perceptions on personal-professional competencies. No measurement tool that would serve for this purpose was found in Turkish literature. Therefore, in the research, it was aimed to develop a measurement tool that would enable the valid and reliable measurement of teacher candidates' perceptions on personal-professional competencies.

Method

Research Design

This research aiming to develop a valid and reliable scale that can be used in describing teacher candidates' perceptions on personal-professional competencies is a descriptive study.

Study group

The research was carried out on four different study groups consisting of teacher candidates in the 2013-2014 academic year. The research was conducted in Firat, İnönü and Dicle Universities by taking into account the

accessibility principle while determining the study group. Teacher candidates from third and fourth grades were included in the research group. The research group consisted of these grades because it was thought that teacher candidates' perceptions on personal-professional competencies would more clear close to the end of their undergraduate education. The statistical procedures performed through the scale applied to the study groups included in the research and the data obtained from each group are also summarized in Table 1.

Table 1
Study Groups that were Included in the Research

Study Groups	Data	The Scale/Scales Applied	Statistical Procedures Performed	
First Study Group	F= 154* M= 123* T= 277**	PPCPS	Calculation of EFA for construct validity	In addition, the Cronbach Alfa reliability and item analyses of the measurements were calculated through the data set obtained by combining the first and second study groups.
Second Study Group	F= 120* M= 103* T= 223**	PPCPS	Calculation of CFA for construct validity	
Third Study Group	F= 72 * M= 65* T= 137**	PPCPS and ELLLS	Calculation of the correlation between the scores taken from two scales for concurrent validity	
Fourth Study Group	F= 32* M= 51* T= 83**	PPCPS	Calculation of the correlation between the first and second applications for the test-retest reliability of the measurements	

*F=Female M=Male T=Total

**The numbers of teacher candidates in study groups show the participants remaining after the removal of the data that were consider invalid (those that were mainly left blank and marked the same option for all items) and these outliers from the data set as a result of testing the univariate and multivariate outliers.

The first study group consisted of a total of 277 teacher candidates, 154 of whom (55.60%) were female and 123 of whom (44.40%) were male, studying in the third grade in Fırat University Faculty of Education. Exploratory Factor Analysis (EFA) was performed through the data obtained from this study group. The second study group consisted of a total of 223 teacher candidates, 120 of whom (53.80%) were female and 103 of whom (46.20%) were male, studying in the fourth grade in İnönü University Faculty of Education. The construct validity of the interpretations to be made from the measurements was examined by applying the Confirmatory Factor Analysis (CFA) through the data obtained from this study group. The approaches that CFA is more effective in performing on a different study group than EFA (Fabrigar, Wegener, MacCallum and Strahan, 1999) required the implementation of CFA

and EFA in different samples. In addition, Cronbach's alpha reliability and item analyses of the measurements were calculated through the 500-person data obtained by combining the first and second study groups. The third study group consisted of a total of 137 teacher candidates, 72 of whom (52.60%) were female and 65 of whom (47.40%) were male, studying in the fourth grade in Dicle University Faculty of Education. Within the context of concurrent validity (criterion validity), the correlation between teacher candidates' perceptions on personal-professional competencies and their effective life-long learning levels was calculated through the data obtained from this group.

The concurrent validity study requires the simultaneous application of the Effective Life-Long Learning Scale (ELLLS), which measures a structure associated with the Personal-Professional Competencies Perception Scale (PPCPS), and the calculation of correlation between the two scales. Therefore, in the concurrent validity study, the number of items in the data collection tool increases and the collection of data may be more difficult than the collection of data in other study groups. Accordingly, the concurrent validity study was conducted on a third study group different from EFA and CFA. The fourth study group consisted of a total of 83 teacher candidates, 32 of whom (38.60%) were female and 51 of whom (61.40%) were male, studying in the fourth grade in Firat University Faculty of Education. The test-retest reliability of the measurements was calculated through the data obtained from this group after two applications performed every three weeks.

Procedure

In particular, personal and professional competence statements specified for teacher candidates in the NQF-HETR were used while determining the scale items. The experts were also asked for their opinions while preparing scale items in order to be able to obtain an item pool which fully reflects the desired structure to be measured. Accordingly, two faculty members, one of them was working in Firat University Faculty of Education and was a member of Bologna Coordination Commission and the other one was working in the field of education programs and teaching, were asked for their opinions. In line with the opinions received from the experts, the items reflecting the personal and professional competencies of the NQF-HETR was written and an item pool consisting of a total of 19 items was obtained. A five-point Likert-type rating was used for the expressions included in the scale in the form of *Exactly Fit (5)*, *Greatly Fit (4)*, *Moderately Fit (3)*, *Slightly Fit (2)* *Never Fit (1)*.

Opinions were received from three experts, one of whom was from the field of assessment and evaluation, one of whom was from the field of education programs and teaching and the other one was from the field of education management inspection, planning and economics, in order to ensure the content and face validity of the PPCPS. Attention is paid to the need to ask for expert's opinion to be able to ensure content validity (Kline, 2011; Tavşancıl,

2010). Based on this need, the experts were asked to evaluate the scale in the light of the NQF-HETR, which was used as base by researchers during the process of preparing the scale items. As a result of expert opinions, it was determined that there was no need to exclude any item from the item pool. However, in accordance with the opinions received from the experts, the forms of expression of certain items (items 4, 9, 17 and 18) were changed, and the measurement tool became ready to be applied on a large study group.

Since the NQF-HETR was formed based on The European Qualifications Framework for Life-long Learning (EQF-LLL), 'personal and professional competencies' in the Teacher Training and Educational Sciences Basic Field Qualifications were prepared for life-long learning. From this point of view, the "Effective Life-long Learning Scale (ELLS)" was used within the context of the concurrent validity study. The ELLS developed by Günüç, Odabaşı and Kuzu (2014) has a single-factor structure and consists of 33 items. It was stated that the scale was a helpful tool to evaluate the success of the individual in life-long learning and the level of qualifications that will enable an individual to achieve an effective lifelong learning. The explained variance of the single-factor structure was 41.68% in the study of developing the ELLS. The fit indices ($\chi^2/sd=3.39$; $RMSEA=.057$; $GFI=.84$; $AGFI=.82$; $RMR=.033$; $SRMR=.044$; $NFI=.97$; $NNFI=.98$; $CFI=.98$) were evaluated, and the model was confirmed to have a good fit. The Cronbach's alpha (α) internal consistency coefficient was calculated as .96. The scale was subjected to a 5-point Likert-type rating as in its original form and was applied to the students in the research group in which the concurrent validity study of the research would be conducted on the same form with PPCPS.

Data Analysis

After PPCPS was applied to the research group, statistical analyses were performed to reveal the psychometric properties of the measurements. Before determining the construct validity of the measurement tool by EFA and CFA, the procedures related to missing values and outliers required to be met to perform analysis were performed, and normality assumptions were tested.

EFA was applied for the construct validity of the comments made from measurements. In this study, the use of principal components analysis was found appropriate as a factoring technique since it was stated that the "principal components analysis", one of different factoring techniques used in the EFA, had advantages in that it can reveal the most information about observed variables using a more powerful, mathematically simpler, minimum number of data from psychometric terms compared to many factoring techniques (Tabachnick and Fidell, 2015).

It is suggested to use rotation methods to be able to reach more explicit knowledge about the nature of the structures and to start factor analysis with

the oblique rotation method with the thought that it was quite likely that there would be a relationship between the factors (Çokluk, Şekercioğlu and Büyüköztürk, 2012, p. 200; Tabachnick and Fidell, 2015, p. 646). In this study, the direct oblimin rotation, one of oblique rotation methods, was used in the EFA because of the prediction that the scale factors would be related to each other. The rule of using of factors with an eigenvalue greater than 1 was taken into account while determining the number of factor, and the distribution graph was examined. The criteria regarding the fact that the factor load should be at least .40 for an item to be represented in a factor and that there should be at least .10 between the factor load in the closest factor (Büyüköztürk, 2007; Tavşancıl, 2010) were taken into account while interpreting the EFA results. In addition to this, the criterion for the common factor variance of the measured variable was accepted as .20 (Çokluk et al., 2012; Şencan, 2005).

CFA was used to verify the model based on the theoretical structure that emerged with EFA. Because it is an expected situation that the established assumptions are tested with exploratory techniques and then with confirmatory techniques (Çokluk et al., 2012, p. 283). In this study, the four-factor structure was tested by using the covariance matrix obtained from the data satisfying the normality assumption with CFA. When the literature is examined, it is stated that the Maximum Likelihood method in parameter estimation in CFA gives the results that best represent the principal mass parameters compared to other methods in the case that the research data shows a multivariate normal distribution (Boomsma and Hoogland, 2001; Muthen and Muthen, 2002; Raykov and Marcoulides, 2006; Schermelleh-Engel, Moosbrugger and Müller, 2003). For this reason, the covariance matrix prepared with normally distributed data was analyzed by Maximum Likelihood method.

Many fit indexes are used to reveal the adequacy of the model tested in CFA. In this study, the Chi-squared goodness of fit test (χ^2), goodness of fit index (GFI), adjusted goodness of fit index (AGFI), comparative fit index (CFI), normed fit index (NFI), non-normed fit index (NNFI), incremental fit index (IFI), root mean square error of approximation (RMSEA), standardized root mean square residual (SRMR), parsimony normed fit index (PNFI) and parsimony goodness of fit index (PGFI) were examined for the CFA.

The construct validity of the model was examined with convergent and discriminant validity techniques. The reliability of the measurements obtained using the PPCPS was calculated using the cronbach alpha and test retest methods in addition to the composite reliability performed within the scope of convergent validity. In order to determine the discriminant levels of the items in the scale, the corrected total item correlation was calculated and 27% lower-upper group comparisons were included. Within the scope of the concurrent validity, the correlation between the scores that the students obtained from the PPCPS and the ELLLS was calculated.

In the research, SPSS 20.0 package program was used for the missing values, outliers, EFA, concurrent validity, Cronbach Alpha, test retest reliability and item analyses, and Microsoft Excel 2010 was used to calculate OVA and composite reliability values. The testing of normality assumption and the calculations related to CFA were performed using the LISREL 8.70 package program.

Findings

Construct Validity with EFA

It is emphasized that missing values, outliers, normality assumptions, sample size, correlation between variables and sample adequacy (KMO and Bartlett's sphericity test) need be tested in order to primarily examine the suitability of the data set for factor analysis (Çokluk et al., 2012; Field, 2013; Tabachnick and Fidell, 2015). In order to be able to test the measurement tool with EFA in accordance with these requirements, the missing values in the data set were firstly examined through the frequency table, and no missing value was found in the data set with respect to each variable observed.

Another assumption that needs to be tested to perform EFA is the univariate and multivariate outliers. The fact that value z for each variable observed for the investigation of univariate outliers is required to be between the range of $+3.00$ and -3.00 (Hutcheson and Sofroniou, 1999) was accepted, and the observations outside this range were excluded from the scope of the study. The data set of the remaining 277 participants was examined in terms of normality assumption, and the kurtosis and skewness values of the items were calculated for univariate normality test. Accordingly, it was observed that univariate normality was achieved.

After normality assumptions, whether the sample size was sufficient for the EFA was examined. Since there is not an exact consensus on the number of participants who should be included in factor analysis studies among researchers, it is recommended to reach a size that will meet at least two of the criteria given in the relevant literature (Çokluk et al., 2012). In their factor analysis studies, Ferguson and Cox (1993) stated that the number of participants who should be taken as criteria is at least 100. Tinsley and Kass (1979) emphasize that the sample size should be 5 to 10 times the number of items if the sample size is below 300. Kline (2011) recommends that the sample size should be 10 times the number of items and usually considers the sample of 200 people as a sufficiently criterion of sufficient level to extract reliable factors. According to the criteria sorted, in this study, it was concluded that the number of participants in the first study group consisting of 277 participants was sufficient for the EFA along with the removal of observations with outliers.

In addition to these, the correlation matrix of the variables for determining the fitness of the data for EFA was examined, and it was determined that the variables observed predominated in the acceptable relationship ($r > .30$) between them. This situation shows that the correlation matrix is suitable for factor analysis (Suhr, 2006; Tabachnick and Fidell, 2015). Another procedure to be performed to determine whether the data are appropriate for factor analysis is to examine the Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) value and to perform the Bartlett Sphericity test. The result of the KMO test (KMO = 0.905) showed that the data set consisting of 277 participants was sufficient in terms of sampling, and the result of the Bartlett sphericity test ($X^2 = 2151.396$; $sd = 153$; $p = 0.000$) showed that the data set had a multivariate normal distribution feature. Besides, the fact that KMO value was higher than .60 and that the Bartlett Sphericity test was statistically significant also suggest that the data were appropriate for factor analysis (Büyüköztürk, 2007).

After the dataset was made ready for EFA, as a result of the principal components factoring technique and the direct oblimin rotation performed for 19 items in the EFA regarding the construct validity of the scale, the structure was found to be four-factor explaining 59.66% of the total variance and the eigenvalue of which was above 1. As a result of the first analysis performed, when the component correlation matrix for the four-factor structure was examined, it was found that it took values between $r = 0.256$ and 0.460 . Accordingly, since the relationship between the factors ($r \geq .32$) was observed, the analysis results were continued to be interpreted by Direct Oblimin oblique rotation technique, and it was resorted to interpret the factor loads taken from the pattern matrix obtained by this rotation technique. When the factor loads were examined, it was seen that there was only one item which had a factor load of below .40 and took high load value (overlapping) in more than one factor. It was decided to remove this item from the scale with the thought that there would no loss in terms of scope for the scale when it was removed. Thus, factor analysis was performed again through 18 items. In this case, it was determined that the scale produced four factors with an eigenvalue greater than 1, which was observed to represent the theoretical structure. The values related to this structure are presented in Table 2.

It is seen in Table 2 that the scale accounts for 61.64% of the total variance. The fact that the explained variance is between 40% and 60% in multi-factor scales is considered adequate for the field of social sciences (Büyüköztürk, 2007; Tavşancıl, 2010). In this respect, the contribution rate of this four-factor scale to the total variance can be considered sufficient. In addition to this, it was seen that the items that were theoretically defined in the scale were gathered under their own factors as a result of the factor analysis performed. Accordingly, it was determined that the first factor alone accounted for 39.11% of the total variance and consisted of five items. The items that were gathered

under this factor were called as "Learning Competence" (LC) because they included expressions about the learning competence of the NQF-HETR's personal and professional competencies. It was determined that the factor loads of the items in the LC dimension were between .57 and .80. It is seen that the second factor accounted for 8.93% of the total variance and consisted of four items. This factor was called as "Communication-Social Competence (CSC)" because it involved the items associated with communication and social competencies of the personal and professional competencies of the NQF-HETR. It was determined that the factor loads of the items in the CSC subscale varied between .58 and .78. The third factor accounted for 7.67% of the total variance and consisted of five items. The items in the third factor of the scale included the field-specific competency statements of the NQF-HETR's personal and professional competencies, therefore this factor was called as the "Field Specific Competence (FSC)". The factor loads of the items in the FSC dimension range from .50 to .88. It was seen that the fourth factor accounted for 5.93% of the total variance and consisted of four items. This factor of the scale included the items described by the competence statements of the NQF-HETR's personal and professional competencies, therefore this factor was called as the "Competence of Ability to Work Independently and Take Responsibility (CWIaTR)". The factor loads of the items in the CWIaTR subscale varied between .52 and .81.

Table 2
The Results of the Principal Components Analysis Performed Using the Direct Oblimin Oblique Rotation Technique

Item No	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Common Variance
M13	.803	.037	-.026	.078	.706
M15	.767	.140	-.103	.003	.614
M14	.723	.065	.122	-.001	.656
M12	.652	-.074	.249	.030	.618
M11	.574	.017	.050	.216	.527
M18	.064	.783	.045	.029	.692
M17	.231	.734	.001	-.030	.692
M16	.170	.644	.108	-.145	.523
M19	-.145	.581	-.027	.238	.393
M7	-.008	-.066	.884	-.024	.734
M8	-.050	.203	.828	-.061	.737
M6	.034	-.141	.774	.091	.638
M9	.045	.225	.631	.025	.577
M5	.164	-.051	.499	.193	.463
M3	.107	-.035	-.054	.810	.690
M2	-.094	.100	.154	.753	.666
M4	.299	-.046	.031	.620	.633
M1	.132	.186	.127	.516	.537
Eigenvalues	7.039	1.607	1.381	1.068	
Explained variance	39.105	8.930	7.671	5.933	
Total explained variance	39.105	48.035	55.707	61.639	

Item Analysis

In order to determine the discriminant levels of the items in the PPCPS and their power to predict the total score, the corrected item total correlation and t values for the comparison of 27% lower-upper group averages were calculated and tested. The findings obtained as a result of the item analysis are presented in Table 3.

Table 3
The Results of the PPCPS Item Analysis

Subscales	Items	Corrected item total correlation (n=500)	%27'lik Lower group (n=135)		%27'lik Upper group (n=135)		sd	t	p
			M	S	M	S			
CWlaTR	KMY1	.641	3.39	.63	4.69	.51	256.04	-18.46	.000
	KMY2	.583	3.42	.57	4.56	.56	267.91	-16.22	.000
	KMY3	.540	3.41	.70	4.67	.58	258.87	-15.97	.000
	KMY4	.621	3.46	.66	4.67	.51	252.67	-16.61	.000
	KMY5	.581	3.04	.60	4.30	.70	262.04	-15.79	.000
FSC	KMY6	.542	3.06	.72	4.22	.76	266.84	-12.82	.000
	KMY7	.551	3.32	.64	4.45	.73	263.72	-13.54	.000
	KMY8	.620	3.19	.67	4.50	.65	267.80	-16.18	.000
	KMY9	.641	3.07	.68	4.53	.60	264.16	-18.37	.000
LC	KMY10	.602	3.33	.65	4.60	.58	264.89	-16.79	.000
	KMY11	.647	3.20	.66	4.68	.51	251.51	-20.45	.000
	KMY12	.665	3.29	.62	4.77	.42	235.98	-22.91	.000
	KMY13	.660	3.30	.50	4.73	.46	266.12	-24.22	.000
	KMY14	.586	3.56	.64	4.71	.50	253.11	-16.46	.000
CSC	KMY15	.495	2.88	.78	4.33	.89	263.22	-14.10	.000
	KMY16	.603	3.24	.89	4.75	.49	210.64	-17.18	.000
	KMY17	.569	3.01	.75	4.61	.69	266.04	-18.19	.000
	KMY18	.358	2.27	.94	3.79	1.26	248.87	-11.18	.000

* p < .001

As it is seen in Table 3, the corrected item-total correlations calculated for the items in each factor of the scale vary between .54 and .64 for the CWlaTR subscale, between .54 and .64 for the FSC subscale, between .59 and .67 for the LC subscale, and between .36 and .60 for CSC subscale. It is seen that the criterion that the corrected item-total correlation is .30 and above (Büyüköztürk, 2007; Şencan, 2005) was met for all items, and thus the scale was sufficient in terms of distinguishing the feature to be measured. In addition, when the findings in Table 3 are examined, it is seen that the t values for differences in item scores of the 27% lower-upper group groups (n=135) are significant (p < .001) for all items in the scale. It can be said that the significant differentiation of the comparisons between the upper and lower groups is considered as evidence for the discriminant of the items (Erkuş, 2012) and that they are aimed to measure the same behavior with the subscales in which the items are present (Büyüköztürk, 2007). This result can be interpreted as the

fact that the scale distinguished teacher candidates in terms of their perceptions on personal-professional competencies.

Construct Validity with CFA

The missing values, outliers and normality assumptions were tested to perform CFA. Accordingly, no missing value was found in the data set when each variable observed for the first time was examined. The lines with extreme values outside this range were deleted by taking into consideration the requirement that value z for each variable observed for the investigation of univariate outliers should be between the range of +3.00 and -3.00 (Hutcheson and Sofroniou, 1999). In the process of investigating multivariate outliers, Mahalanobis distance $x^2(18) = 42.31$, ($p < .001$) was calculated, and the observations above this value were excluded from the scope of the study. For the normality test, univariate and multivariate normality tests for continuous variables were performed. The kurtosis and skewness values of the items were calculated for univariate normality test, and it was observed that univariate normality was achieved. The multivariate normality test showed that there was no deviation from multiple normality (Skewness $z = -0.345$, $p > .001$; Kurtosis $z = -3.317$, $p > .001$; Skewness and Kurtosis $x^2 = 11.121$, $p > .001$). When the skewness and kurtosis values are examined, it is seen that normality assumption was met.

Since CFA was also sensitive to sample size (Ullman, 2015), whether the sample size was sufficient for the CFA was examined after normality assumptions. It is stated that the reasonable sample size is 150 in order to be able to test the correctly specified models by CFA (Muthen and Muthen, 2002). According to Hoogland and Boomsma (1998), a sample of at least 200 participants is needed for the CFA performed with multivariate normally distributed data. These approaches show that 223 participants in the study indicate a sufficient sample for CFA.

The first-level CFA was applied to test whether the data collected from the second study group confirmed the structure consisting of 18 items and four factor, which was obtained as a result of the EFA. First, the four-factor model emerged with EFA was compared with the single-factor model using the Maximum Likelihood method. The comparison was made by taking into account the "perfect fit criteria" and the "acceptable fit criteria" which are generally accepted with respect to the goodness of fit in the relevant literature (Bollen, 1989; Byrne, 2010; Hu and Bentler, 1999; Kline, 2011; Schermelleh-Engel et al., 2003; Schumacher and Lomax, 2004; Tanaka and Huba, 1985). In Table 4, the acceptable and perfect fit values related to fit indices examined to reveal the adequacy of the two models tested and the fit indice values obtained from the CFA and the emerging results in this direction are presented comparatively.

Table 4
The Acceptable and Perfect Fit Values Related to Fit Indices Examined in the Research and the Fit Index Values Obtained from the CFA

Fit indices	The perfect fit criteria	The acceptable fit criteria	Single factor model	Result	Four factor model	Result
χ^2/sd	$0 \leq \chi^2/sd \leq 2$	$2 \leq \chi^2/sd \leq 3$	5.08*	-	1.76*	Perfect
GFI	$.95 \leq GFI \leq 1.00$	$.90 \leq GFI \leq .95$.74	-	.90	Acceptable
AGFI	$.90 \leq AGFI \leq 1.00$	$.85 \leq AGFI \leq .90$.68	-	.86	Acceptable
CFI	$.95 \leq CFI \leq 1.00$	$.90 \leq CFI \leq .95$.93	Acceptable	.98	Perfect
NFI	$.95 \leq NFI \leq 1.00$	$.90 \leq NFI \leq .95$.91	Acceptable	.96	Perfect
NNFI	$.95 \leq NNFI \leq 1.00$	$.90 \leq NNFI \leq .95$.92	Acceptable	.98	Perfect
IFI	$.95 \leq IFI \leq 1.00$	$.90 \leq IFI \leq .95$.93	Acceptable	.98	Perfect
RMSEA	$.00 \leq RMSEA \leq .05$	$.05 \leq RMSEA \leq .08$.14	-	.058	Acceptable
SRMR	$.00 \leq SRMR \leq .05$	$.05 \leq SRMR \leq .10$.079	Acceptable	.050	Acceptable
PNFI	$.95 \leq PNFI \leq 1.00$	$.50 \leq PNFI \leq .95$.80	Acceptable	.81	Acceptable
PGFI	$.95 \leq PGFI \leq 1.00$	$.50 \leq PGFI \leq .95$.59	Acceptable	.68	Acceptable

* For the single-factor model $\chi^2=685.55$, $sd=135$ For the four-factor model $\chi^2=226.88$, $sd=129$

As a result of the analysis, when the fit indices obtained from the single-factor model were examined, it was seen that the model did not give acceptable or perfect fit in terms of many criteria. Therefore, it can be said that the single-factor model was not confirmed. When the fit indices obtained from the four-factor model were examined, it was seen that all values were at the perfect or acceptable level. The fit index values for the four-factor PPCPS were found as; $\chi^2/sd=1.78$, $GFI=.90$, $AGFI=.86$, $CFI=.98$, $NFI=.96$, $NNFI=.98$, $IFI=.98$, $RMSEA=.058$, $SRMR=.050$, $PNFI=.81$ and $PGFI=.68$. The perfect and acceptable fit criteria for the fit indices suggest that the fit level of the four-factor model obtained from CFA is adequate.

When the t values of the four-factor model obtained as a result of the CFA were examined, it was determined that the t values varied between 11.83 and 12.93 for the CWIaTR subscale, between 10.53 and 13.65 for the FSC subscale, between 10.53 and 13.65 for the FSC subscale, and between 7.15 and 14.60 for the CSC subscale. The fact that the calculated t values are greater than 1.96 and 2.58 indicates significance levels of .05 and .01, respectively, and also indicates that the items related to non-significant t values should be removed from the model (Byrne, 2010; Kline, 2011). Accordingly, since all t values obtained from CFA were found significant at .01 level, it appeared that there was no item to be removed from the model.

Convergent and Discriminant Validity

For the convergent validity of the model, the factor load of each item, the composite reliability of each dimension and the average variance extracted (AVE) were calculated. Firstly, the factor loads were examined. The path diagram including the standardized factor loads and error variances for the confirmed four-factor model is presented in Figure 1.

Personal-Professional Competencies Perception Scale

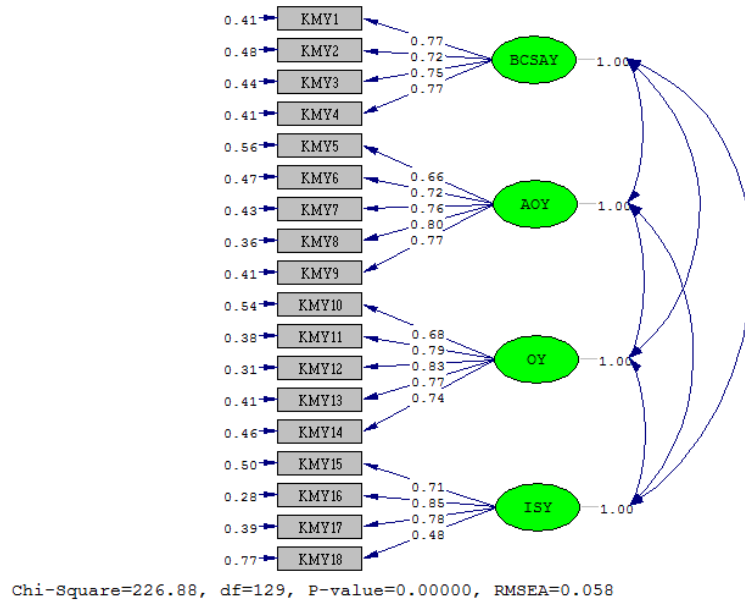


Figure 1. Measurement model for PPCPS

As it is seen in Figure 1, the factor loads vary between .72 and .77 for the CWIaTR dimension, between .66 and .80 for the FSC dimension, between .68 and .83 for the LC dimension, and between .48 and .85 for the CSC dimension. For convergent validity, each item load is expected to be greater than .50 (Fornell and Larcker, 1981). In this context, when the load values for each factor were examined, it was determined that only one item in the scale (KMY18) remained below this criterion (.48). In the light of the available findings, the fact that this item is in a relationship that can be described at a good level with the relevant factor shows that the scale has an acceptable validity. Secondly, the average variance extracted (AVE) values for each dimension were calculated. This value is also expected to be greater than .50 (Hair, Black, Babin, Anderson and Tatham, 2006, s. 777-778). It was determined that the AVE values obtained for each of the four sub-dimensions of the scale varied between .52 and .58. Therefore, the fact that both the factor loads of many items and the AVE values for each dimension are greater than .50 can be shown as the evidence of convergent validity. The composite reliability was calculated as the final indicator of convergence validity. It was determined that the composite reliability values calculated for each structure varied between .80 and .88. The reliability and AVE values of the scale data are presented in Table 5.

Table 5
The Reliability and AVE Values of the Scale Data

Subscales	AVE*	Composite reliability **	Cronbach Alfa (n=500)	Test-retest reliability (n=83)
CWlaTR	.57	.84	.81	.73
FSC	.55	.86	.85	.72
LC	.58	.88	.86	.75
CSC	.52	.80	.74	.85

*AVE = $(\sum\lambda^2) / (\sum\lambda^2 + (\sum\eta))$

** Composite reliability = $(\sum\lambda)^2 / (\sum\lambda)^2 + (\sum\eta)$

In Table 5, it is seen that each of the composite reliability values is above .70 and greater than the AVE values. This can be considered as the evidence of convergent validity. The reliability of the data obtained from the scale was also tested with Cronbach's alpha coefficient in terms of internal consistency. Cronbach's alpha reliability coefficients of the measurements were found as .81 for the CWlaTR subscale, as .85 for the FSC subscale, as .86 for the LC subscale and as .74 for the CSC subscale. The internal consistency coefficient for the entire scale is $\alpha=.91$. It can be said that the calculated internal consistency coefficients are sufficient when it is considered that the reliability coefficient is considered perfect when it is around .90 and that the internal consistency measured above .70 is considered at a sufficient level (Kline, 2011; Nunnally and Bernstein, 1994). Two applications were performed on 83 students every three weeks in order to determine the test-retest reliability of the measurements. The correlation coefficients between the scores obtained from two applications were calculated in order to reveal the consistency between the first and second applications. The test-retest reliability coefficients were calculated as .73 for the CWlaTR subscale, as .72 for the FSC subscale, as .75 for the LC subscale and as .85 for the CSC subscale. The calculated correlation coefficients showed that the scale was reliable in terms of stability.

The discriminant validity was also examined to determine to what extent the factors in the model were dissociated. The discriminant validity is evaluated by comparing the correlations between the sub-dimensions of the scale with the square root of AVE values. The correlation values between the sub-dimensions of the PPCPS and the square root of AVE values are presented in Table 6.

Table 6
The Correlation Values between the Latent Variables of the PPCPS and the Square Root of AVE Values

	CWlaTR	FSC	LC	CSC
CWlaTR	.75			
FSC	.69*	.74		
LC	.74*	.68*	.76	
CSC	.61*	.61*	.65*	.72

Note. The diagonal elements of the correlation matrix (dark values) show the square root of AVE, and the off-diagonal elements show the correlation values between the sub-dimensions.

In order to be able to ensure discriminant validity, the square root of the AVE value in any sub-dimension should be greater than the correlation between the other sub-dimension of that sub-dimension and also than .50 (Fornell and Larcker, 1981; McDonald and Ho, 2002). As it is seen in Table 6, the square root of the AVE calculated for each sub-dimension is greater than the values of the correlation with other sub-dimensions. In this case, it can be said that the discriminant validity was ensured. In addition, when correlation values are examined, it is seen that there is a significant correlation between all sub-dimensions. The correlation values between the factors should not be too high ($r > .85$) to be able to verify the model (Kline, 2011). Therefore, it is seen that the correlations between the factors determined in this model are at acceptable level.

Concurrent Validity

Within the scope of the concurrent validity study, the correlation between teacher candidates' perceptions on personal-professional competencies and the effective life-long learning levels was calculated. The findings obtained from the correlation analysis showed that the effective life-long learning levels had a positive [$r = .46, p < .01$] significant relationship with CWIaTR, a positive [$r = .52, p < .01$] significant relationship with FSC, a positive [$r = .67, p < .01$] significant relationship with LC, and a positive [$r = .43, p < .01$] significant relationship with CSC. According to NQF-HETR, when it is taken into account that the life-long learning levels of teacher candidates with personal and professional competencies are high, the findings of the correlation measurements between the PPCPS and effective lifelong learning level indicate that concurrent validity has been ensured.

Evaluation of the Scores Obtained from the PPCPS

There are 18 items in the PPCPS. A 5 point Likert-type rating in the form of *Exactly Fit (5) → Never Fit (1)* was used in the scale. The scale has a four-dimensional structure including CWIaTR, FSC, LC and CSC. There are 4 items in the CWIaTR dimension, 5 items in the FSC and LC dimensions, and 4 items in the CSC dimension. Therefore, the scores to be obtained for the CWIaTR and CSC dimensions vary between 4 and 20, and the scores to be obtained for the FSC and LC dimensions vary between 5 and 25. Operation is performed through the scores obtained from the subscales while the scores obtained from the PPCPS are evaluated. The increase in scores obtained from the subscales of the PPCPS indicates that teacher candidates' perceptions on the relevant dimension are high.

Discussion, Conclusion and Suggestions

In this research, it was aimed to develop a measurement tool that would enable to obtain valid and reliable measurements of teacher candidates' perceptions about personal-professional competencies. The validity and reliability

calculations of the PPCPS show that the first perception scale developed for personal and professional competencies specified for teacher candidates by The Qualifications Framework of Turkey Higher Education is usable. Since the PPCPS developed within the context of a theoretical structure based on NQF-HETR will provide an evaluation function that will reveal teacher candidates' perceptions on personal-professional competencies towards life-long learning, the enrichment of validity and reliability data was considered important.

The research was carried out on four different study groups consisting of a total of 720 teacher candidates. The EFA and CFA were used to test the construct validity of the interpretations to be made from the measurements of the PPCPS. As a result of the EFA, a four-factor structure consisting of 18 items and accounting for 61.64% of the total variance was obtained. Whether the theoretically designed measurement model was verified by the data was tested by CFA. The findings achieved in CFA showed that the fit indices of the four-factor structure of the PPCPS were adequate. It can be stated that the construct validity of the measurements obtained from the PPCPS was ensured when it is taken into account that the values between 40% and 60% were taken as criteria for the explained variance ratio for EFA, that the factor loads of the items included in the scale were above the lower limit of .40 (Büyüköztürk, 2007; Tavşancıl, 2010), and that the fit indices calculated in the CFA were within acceptable limits (Bollen, 1989; Byrne, 2010; Hu and Bentler, 1999; Kline, 2011; Schermelleh-Engel et al., 2003; Schumacher and Lomax, 2004; Tanaka and Huba, 1985). The convergent and discriminant validity calculations performed for the enrichment of construct validity data also showed that the achieved results were within the values accepted in the literature (Fornell and Larcker, 1981; Hair et al., 2006; McDonald and Ho, 2002).

Item analysis was performed to determine the relationship the items in the PPCPS and the total scores and to identify their discriminant levels. Within the scope of the item analysis, the corrected total item correlation was examined and 27% lower-upper group comparisons were included. As a result of the analysis, it was determined that the corrected item total correlations varied between .54 and .64 for the CWIaTR subscale, between .54 and .64 for the FSC subscale, between .59 and .67 for the LC subscale, and between .36 and .60 for CSC subscale, and that the t values for the differences between the 27% lower and upper groups were significant for all items in the scale. In light of the criteria for the fact that the items are discriminant (Büyüköztürk, 2007; Erkuş, 2012; Şencan, 2005), these findings indicate that all items in the PPCPS are discriminant. Accordingly, satisfactory results were obtained from the discriminant validity of the scale both at the item and construct levels.

The reliability of the measurements obtained from the PPCPS was examined by Cronbach's alpha, composite reliability and the test retest methods. The Cronbach's alpha reliability of the measurements was calculated

as .81 for the CWIaTR subscale, .85 for the FSC subscale, .86 for the LC subscale, .74 for the CSC subscale, and .91 for the whole scale. The composite reliability coefficients were found to be between .80 and .88 for the measurements obtained from the subscales. The test retest reliability of the measurements was found to be .73 for the CWIaTR subscale, .72 for the FSC subscale, .75 for the LC subscale, and .85 for the CSC subscale. By the fact that the measurements with a reliability coefficient of .70 and above are accepted to be reliable (Kline, 2011; Nunnally and Bernstein, 1994), the reliability coefficients calculated with Cronbach's Alpha, composite reliability and test retest methods can be considered as the evidence for the reliability of the measurements obtained from PPCPS.

The concurrent validity calculations also support the theoretical structure and psychometric qualification. Correlational results were achieved as expected by researchers within the context of concurrent validity within the scope of each sub-dimension of PPCPS and lifelong learning.

The results of the research reveal that the PPCPS can be used as a tool generating valid and reliable measurements in determining teacher candidates' perceptions on personal-professional competencies towards life-long learning. When the literature was examined, it was observed that there was not any other measurement tool that can be used in this field in national studies. This study, in which the development of PPCPS was aimed, is thought to be important in terms of filling this gap in the literature. The fact that more than one evidence was provided instead of a single evidence for the validity and reliability of the measurements obtained from the PPCPS in the research is also among the strengths of the study. In addition to this, it is important to repeat the validity and reliability studies of the scale through the data collected from a larger sample or from different samples consisting of teachers.

It is also thought that the way for new studies will be opened along with the introduction of this measurement tool to the literature. In the studies carried out, it has been revealed that the competence belief affects the people's choices of profession and perceptions on their professional competencies (Betz and Hackett, 1997), the profession-related stress level (Grau, Salanova and Peiro, 2001) and the professional activities and academic studies chosen by individuals (Bandura, Barbaranelli, Caprara and Pastorelli, 2001). It is suggestible to carry out studies aimed at determining how the perceptions of teacher candidates/teachers on personal-professional competencies for life-long learning are associated with the variables of attitudes towards teaching profession, perceptions of professional competence, self-efficacy perceptions, academic achievement and motivation, using the PPCPS.

* This study was presented at ICEFIC 2015 held in Ankara University between 13-15 May 2015.

Türkçe Sürüm

Giriş

Avrupa ülkelerinin hemen hemen tümü 1990'lı yıllar ile 2000'li yılların başında, kendi yükseköğretim sistemleri için çeşitli düzenlemelere gitmişlerdir. Ülkelerin çok farklı üniversite geleneklerine, farklı eğitim süreçlerine ve dolayısıyla farklı eğitim kalitelerine sahip oldukları göz önüne alındığında, bu düzenlemeleri ülkeler için ortak kılama düşüncesi, Avrupa'da yükseköğretim sistemlerinin uyumlaştırılması ve yakınlaştırılması için ortak bir Avrupa Yükseköğretim Alanı (European Higher Education Area-EHEA) oluşturulması girişimine yol açmıştır. Bu alanda yaşam boyu öğrenmeyi hayata geçirmeye yönelik 1999 yılında resmen başlatılan Bologna Süreci ise, üniversiteler için dönüm noktası olmuştur. Bologna Bildirgesi'nde yaşam boyu öğrenmenin yükseköğretim faaliyetlerinin ayrılmaz bir parçası olduğu vurgulanmaktadır (Bologna Declaration, 1999). Bologna sürecinde, ülkelerin yükseköğretim sistemlerinin kolay anlaşılabilmesi ve karşılaştırılabilmesi için Avrupa Yükseköğretim Alanı Yeterlikler Çerçevesi (QF-EHEA) ve Lizbon Sürecinde geliştirilen Avrupa Yaşam Boyu Öğrenme Yeterlikler Çerçevesi (EQF-LLL) kabul edilmiştir. Lizbon ve/veya Bologna süreçlerine dahil olan ülkelere de kendi yükseköğretim sistemlerine uygun olan çerçevelerden birini esas alarak, ulusal yeterlikler çerçevelerini hazırlamaları ve 2010 yılına kadar QF-EHEA ve/veya EQF-LLL çerçeveleri düzeyleri ile ilişkilendirmeleri, ulusal mevzuat, idari süreçler ve şeffaf yöntemler ile uygulamaya koymaları istenmiştir (Bergen Declaration, 2005; TYUYÇ, 2009). Böylece bu süreçlerin sunmuş olduğu ortak anlayış, ilke ve yaklaşımlar çerçevesinde, üniversiteler ve bu üniversitelerde uygulanan öğretim programlarındaki düzenlemelerle genel olarak toplumda yaşam boyu öğrenme anlayışının yaygınlaştırılması da hedeflenmektedir. Bu hedef, yaşam boyu öğrenen bireyleri yetiştirenlerin "öğretmenler" olduğu düşünüldüğünde, öğretmen yetiştirme sistemlerindeki düzenlemelerle daha etkin bir hal alacaktır. Öyle ki öğretmen eğitiminde 1990'lı yıllardan itibaren etkili olan ve öne çıkan eğilimlerden söz edilmekte ve bunlardan birinin de, öğretmen adaylarının hizmet öncesi eğitim sürecinin yaşam boyu öğrenme kavramıyla genişletilmesi olduğu belirtilmektedir (Fenwick, 2001). Birçok Avrupa ülkesinin de tüm bu düşünceler doğrultusunda, öğretmen yetiştirme sistemlerinde yeniden ve hızlı bir yapılanma sürecine girdikleri dikkat çekmektedir.

Bologna sürecine 2001 yılında dahil olan, 2004 yılında Lizbon Tanıma Sözleşmesini imzalayan ve ilerleyen yıllarda da bu süreçlerin uygulamaları ile birlikte "Türkiye Yükseköğretim Yeterlilikler Çerçevesi" (TYUYÇ)'ni oluşturup yürürlüğe koyan ülkemizde de öğretmen yetiştirme sisteminde düzenlemelere

gidilmiştir. Bunun en somut örneği, Avrupa Yaşam Boyu Öğrenme Yeterlikler Çerçevesi (EQF-LLL) esas alınarak oluşturulmuş TYYÇ’de Öğretmen Yetiştirme ve Eğitim Bilimleri Temel Alanı Yeterlikleri’nin belirlenmesi olmuştur. Diğer alanlarda olduğu gibi bu alan yeterlikleri için, Avrupa ülkelerinin Ulusal Yeterlik Çerçevelerindekilerle ilişkilendirilerek düzey tanımlayıcıları belirlenmiş ve lisans düzeyi (öğretmen adayları) için “bilgi”, “beceri” ve “kişisel ve mesleki yetkinliklerden (bağımsız çalışabilme ve sorumluluk alabilme, öğrenme, iletişim ve sosyal, alana özgü)” oluşturulmuştur (TYYÇ, 2011). TYYÇ ile belirlenen kişisel ve mesleki yetkinliklerin dört bağımsız başlık altında belirlendiği görülerek, bu başlıklar altındaki yeterliklerin yaşam boyu öğrenmeye yönelik oluşturulduğu söylenebilir. Öğretmen adayları için kişisel ve mesleki yetkinliklerde görev bilincinin gereği olarak sorumluluk alma, bizzat kendisinin güçlü ve güçsüz yönlerini bilme, tanıma, gerek bireysel ve gerekse bir grup içinde sorunların çözümünde sorumluluk almaktan kaçınmaması “bağımsız çalışabilme ve sorumluluk alabilme” yetkinliği altında toplanmıştır. “Alana özgü” mesleki yetkinlikler başlığı altında, daha çok bilimsel anlayış ve etik değerler çerçevesinde bireysel tutum ve tavırlar ön plana çıkmaktadır. Ayrıca sosyal yaşamın gereği olarak bildiklerini yazılı ya da sözel olarak başkaları ile paylaşabilecek bir boyuta ulaşabilmek için kendi dilini ve uluslararası geçerliliği olan bir yabancı dil bilmenin ötesinde, mevcut teknolojiyi özellikle eğitsel amaçlar için kullanabilme ve bunlardan hareketle sorunların çözümüne katkıda bulunma ise “iletişim ve sosyal” yetkinliğin gereği olarak ifade edilmektedir. Bunlarla birlikte hangi aşamada olursa olsun yaşam boyu bilgiye duyduğu ihtiyacın farkında olması ve öğrenmeyi yaşamın bir gayesi haline getirmesi ve buna ek olarak objektif, özgün ve bilimsel temelli eleştirel bakış açısı geliştirmesi “öğrenme” yetkinliği başlığı altında belirlenmiştir (Ada ve Baysal, 2013, s. 200). Hatta öğrenme yetkinlikleri arasında “yaşam boyu öğrenmeye ilişkin olumlu bir tutum geliştirir” ifadesine de yer verildiği görülmüştür.

Avrupa Yükseköğretim Alanında yetkinlik (competence) kavramı, bilgiyi, kişisel, sosyal ve/veya metodolojik becerileri iş ve çalışma ortamları ile mesleki ve kişisel gelişim konusunda kullanabilme yeteneği olarak tanımlanmaktadır (TYYÇ, 2011). EQF-LLL kapsamında “yetkinlik”, sorumluluk ve özerklik kavramları ile tanımlanır. TYYÇ kapsamında ise “yetkinlik”, bağımsız çalışabilme ve sorumluluk alabilme yetkinliği, öğrenme yetkinliği, iletişim ve sosyal yetkinlik, alana özgü ve mesleki yetkinlik kavramları çerçevesinde açıklanmaktadır. Literatürde yetkinlik algısı, kişilerin bir performansı gerçekleştirebilmek için gerekli olan davranışları organize edebilme ve organize ettiği bu davranışları gerçekleştirebilme kapasitelerine olan güvenleri hakkındaki algıları olarak tanımlanmaktadır (Bandura, 1986). Luszczynska, Gibbons, Piko ve Tekozel (2004)’de benzer şekilde yetkinlik inancını, kişinin yaratabileceğine inandığı sonuçlar ve bu yönde gösterebileceği davranışlarıyla ilgili yeteneğine olan inancı/algısı olarak tanımlamışlardır. Yetkinlik algısı aynı

zamanda bir görevi başarılı bir biçimde tamamlayabilmek için gerekli çabayı ve bilişsel yeteneği ortaya çıkararak kişinin motivasyonel yönünü arttırmakta (Marakas, Yi ve Johnson, 1998) ve böylece performans üzerinde etkili olmaktadır (Bandura, 1977; Pajares, 1996). Bu yönüyle yetkinlik algısı kavramında alana özgü/mesleki yetkinliğe de vurgu yapıldığı görülmektedir. Yetkinlik algısına sahip kişiler, kişisel ve mesleki olarak yaşamları boyunca karşılaştıkları problemleri veya engelleri kendileri için tehdit edici ya da kontrol edilemez durumlar olmaktan çok, kendilerini geliştirici bir durum olarak değerlendirmektedirler (Rimm ve Jerusalem, 1999). Dolayısıyla bu yetkinlikler ile birey, yaşamı süresince öğrenmesini artırmak için öğrenme etkinliklerini düzenlemekte ve böylece yaşam boyu öğrenme sürecine katılmaktadırlar (Knapper ve Cropley, 2000).

TYYÇ ile öğretmen yetiştirme temel alanından beklenen, yaşam boyu öğrenmeye yönelik kişisel ve mesleki yetkinliklere sahip ve mezun olduktan sonra da bunları yaşamın her alanına uyarlayarak kullanabilen öğretmenler yetiştirmektir. Böylece öğretmenler, bu yetkinlikleri ile öğrencilerine model olacak ve bu doğrultuda bireyler yetiştirebileceklerdir. Ancak tüm bu beklentilerin gerçekleşebilirliği noktasında, öğretmen adaylarının bu yetkinliklere ilişkin algılarının ne düzeyde olduğu merak konusudur. Bu bakımdan, öğretmen adaylarının kişisel-mesleki yetkinliklere ilişkin algılarının belirlenmesinde kullanılacak bir ölçeğin literatüre kazandırılması oldukça önemlidir. Türkçe literatürde bu amaca hizmet edecek bir ölçme aracına rastlanmamıştır. Bu nedenle araştırmada, öğretmen adaylarının kişisel-mesleki yetkinlik algılarını geçerli ve güvenilir olarak ölçmeye olanak tanıyacak bir ölçme aracının geliştirilmesi amaçlanmıştır.

Yöntem

Araştırma Deseni

Öğretmen adaylarının kişisel-mesleki yetkinlik algılarının betimlenebilmesinde kullanılacak geçerli ve güvenilir bir ölçek geliştirilmesini amaçlayan bu araştırma, betimsel bir çalışmadır.

Çalışma Grubu

Araştırma, 2013-2014 eğitim-öğretim yılında öğretmen adaylarından oluşan dört farklı çalışma grubu üzerinde yürütülmüştür. Çalışma grubu belirlenirken ulaşılabilirlik ilkesi göz önüne alınarak, araştırma Fırat, İnönü ve Dicle Üniversitelerinde yürütülmüştür. Araştırma grubunda, üçüncü ve dördüncü sınıflardan öğretmen adayları yer almıştır. Araştırma grubunun bu sınıflardan oluşmasının nedeni, öğretmen adaylarının kişisel-mesleki yetkinliklere ilişkin algılarının lisans eğitimlerinin bitmesine yakın daha net oluşacağının düşünülmesidir. Araştırmaya dâhil edilen çalışma gruplarına uygulanan ölçek

ve her bir gruptan elde edilen veriler üzerinden gerçekleştirilen istatistiksel işlemler Tablo 1’de ayrıca özetlenmiştir.

Tablo 1
Araştırmaya Dâhil Edilen Çalışma Grupları

Çalışma Grupları	Veri	Uygulanan Ölçek/Ölçekler	Gerçekleştirilen İstatistiksel İşlemler	
Birinci Çalışma Grubu	K= 154* E= 123* T= 277**	KMYAÖ	Yapı geçerliği için AFA’nın hesaplanması	Ayrıca, birinci ve ikinci çalışma grubunun birleştirilmesiyle elde edilen veri seti üzerinden ölçümlerin Cronbach Alfa güvenilirliği ve madde analizleri hesaplanmıştır.
İkinci Çalışma Grubu	K= 120* E= 103* T= 223**	KMYAÖ	Yapı geçerliği için DFA’nın hesaplanması	
Üçüncü Çalışma Grubu	K= 72 * E= 65* T= 137**	KMYAÖ ve EYBÖÖ	Uyum geçerliği için iki ölçekten alınan puanlar arasındaki korelasyonun hesaplanması	
Dördüncü Çalışma Grubu	K= 32* E= 51* T= 83**	KMYAÖ	Ölçümlerin test tekrar test güvenilirliği için birinci ve ikinci uygulama arasındaki korelasyonun hesaplanması	

*K=Kadın E=Erkek T=Toplam

**Çalışma gruplarındaki öğretmen adayları; geçersiz sayılan (çoğunlukla boş bırakılan, tüm maddeler için aynı seçeneğin işaretlendiği) veriler ve tek ve çok değişkenli aykırı değerlerin test edilmesi sonucu bu aykırı değerlerin veri setinden çıkarıldıktan sonra kalan katılımcıları göstermektedir.

Birinci çalışma grubu; Fırat Üniversitesi Eğitim Fakültesi’nde üçüncü sınıfa devam eden 154’ü (% 55.60) kadın ve 123’ü (% 44.40) erkek olmak üzere toplam 277 öğretmen adayından oluşmaktadır. Bu çalışma grubundan elde edilen veriler üzerinden Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) yapılmıştır. İkinci çalışma grubu, İnönü Üniversitesi Eğitim Fakültesi’nde dördüncü sınıfa devam eden 120’si kadın (% 53.80) ve 103’ü (% 46.20) erkek olmak üzere toplam 223 öğretmen adayından oluşmaktadır. Bu çalışma grubundan elde edilen veriler üzerinden Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) uygulanarak ölçümlerden yapılacak yorumların yapı geçerliği incelenmiştir. DFA’nın AFA’dan farklı bir çalışma grubu üzerinde yürütülmesinin daha etkili olduğu yönündeki yaklaşımlar (Fabrigar, Wegener, MacCallum ve Strahan, 1999), DFA ve AFA’nın farklı örneklerde uygulanmasını gerektirmiştir. Ayrıca, birinci ve ikinci çalışma grubunun birleştirilmesiyle elde edilen 500 kişilik veri üzerinden ölçümlerin Cronbach Alfa güvenilirliği ve madde analizleri hesaplanmıştır. Üçüncü çalışma grubu, Dicle Üniversitesi Eğitim Fakültesi’nde dördüncü sınıfa devam eden 72’si (% 52.60) kadın ve 65’i (% 47.40) erkek olmak üzere toplam 137 öğretmen adayından oluşmaktadır. Uyum geçerliği (ölçüt geçerliği) çalışması kapsamında, öğretmen adaylarının kişisel-mesleki yetkinliklere ilişkin

algıları ile etkili yaşam boyu öğrenme düzeyleri arasındaki korelasyon bu gruptan elde edilen veriler üzerinden hesaplanmıştır.

Uyum geçerliği çalışması, Kişisel-Mesleki Yetkinlikler Algı Ölçeği (KMYAÖ) ile ilişkili bir yapıyı ölçen Etkili Yaşam Boyu Öğrenme Ölçeği (EYBÖÖ)'nin aynı anda uygulanması ve iki ölçek arasındaki korelasyonun hesaplanmasını gerektirmektedir. Dolayısıyla, uyum geçerliği çalışmasında veri toplama aracındaki madde sayısı artmakta ve verilerin toplanması diğer çalışma gruplarındaki verilerin toplanmasına göre daha zor olabilmektedir. Buna bağlı olarak, uyum geçerliği çalışması, AFA ve DFA'dan farklı üçüncü bir çalışma grubu üzerinde yürütülmüştür. Dördüncü çalışma grubu, Fırat Üniversitesi Eğitim Fakültesi'nde dördüncü sınıfa devam eden 32'ü (% 38.60) kız ve 51'i (% 61.40) erkek olmak üzere toplam 83 öğretmen adayından oluşmaktadır. Ölçümlerin test tekrar test güvenilirliği, üç hafta ara ile gerçekleştirilen iki uygulamanın ardından bu gruptan elde edilen veriler üzerinden hesaplanmıştır.

İşlem

Ölçek maddeleri belirlenirken özellikle, TYYÇ'de öğretmen adayları için belirlenmiş kişisel ve mesleki yetkinlik ifadelerinden yararlanılmıştır. Ölçülmek istenen yapıyı tam olarak yansıtan bir madde havuzu elde edebilmek için ölçek maddeleri hazırlanırken uzman görüşüne de başvurulmuştur. Bu doğrultuda, biri Fırat Üniversitesi Eğitim Fakültesi'nde görev yapan ve Bologna Eşgüdüm Komisyonu üyesi yapmış, diğeri eğitim programları ve öğretim alanında çalışmakta olan iki öğretim üyesinden görüşleri alınmıştır. Uzmanlardan alınan görüşler doğrultusunda TYYÇ'nin kişisel ve mesleki yetkinliklerini yansıtan maddeler yazılarak toplamda 19 maddeden oluşan bir madde havuzu elde edilmiştir. Ölçekte yer alan ifadeler için *Tamamen Uyuyor* (5), *Çok Uyuyor* (4), *Orta Derecede Uyuyor* (3), *Az Uyuyor* (2) ve *Hiç Uymuyor* (1) şeklinde beşli Likert tipi bir derecelendirme kullanılmıştır.

KMYAÖ'nün kapsam ve görünüş geçerliğini sağlamak için biri ölçme değerlendirme, biri eğitim programları ve öğretim, diğeri ise eğitim yönetimi teftişi, planlaması ve ekonomisi alanından olmak üzere toplam üç uzmandan görüş alınmıştır. Kapsam geçerliliğini sağlayabilmek için uzman görüşüne başvurmanın gerekliliği üzerinde durulmaktadır (Kline, 2011; Tavşancıl, 2010). Bu gerekliliğe bağlı olarak, uzmanlardan ölçeği, ölçek maddelerinin hazırlanması sürecinde araştırmacılar tarafından temele alınan TYYÇ ışığında değerlendirmeleri istenmiştir. Uzmanlardan gelen görüşler sonucunda, madde havuzundan herhangi bir maddenin çıkarılmasına ihtiyaç olmadığı belirlenmiştir. Bununla birlikte uzmanlardan alınan görüşler doğrultusunda, bazı maddelerin (4., 9., 17. ve 18. madde) ifade edilmiş şekillerinde değişikliğe gidilerek ölçme aracı geniş bir çalışma grubu üzerinde uygulamaya hazır hale gelmiştir.

TYYÇ, Avrupa Yaşam Boyu Öğrenme Yeterlikler Çerçevesi (EQF-LLL) esas alınarak oluşturulduğundan Öğretmen Yetiştirme ve Eğitim Bilimleri Temel Alanı Yeterlikleri'ndeki 'kişisel ve mesleki yetkinlikler' yaşam boyu öğrenmeye yönelik düzenlenmiştir. Bu noktadan hareketle, uyum geçerliği çalışması kapsamında "Etkili Yaşam Boyu Öğrenme Ölçeği (EYBÖÖ)" kullanılmıştır. Günüş, Odabaşı ve Kuzu (2014) tarafından geliştirilen EYBÖÖ, tek faktörlü yapıya sahip olup 33 maddeden oluşmaktadır. Ölçeğin, bireyin yaşam boyu öğrenmedeki başarısını ve bireyde etkili bir yaşam boyu öğrenmeyi gerçekleştirmeyi sağlayacak özelliklerin bulunma düzeyini değerlendirmek için yardımcı bir araç olduğu belirtilmiştir. EYBÖÖ'nün geliştirilme çalışmasında tek faktörlü yapının açıklanan varyansı % 41.68'dir. Uyum indeksleri ($\chi^2/sd=3.39$; RMSEA=.057; GFI=.84; AGFI=.82; RMR=.033; SRMR=.044; NFI=.97; NNFI=.98; CFI=.98) değerlendirilmiş ve modelin iyi bir uyuma sahip olduğu doğrulanmıştır. Cronbach alfa (α) iç tutarlılık katsayısı .96 olarak hesaplanmıştır. Ölçek orijinal formunda olduğu gibi 5'li Likert tipi bir derecelendirmeye tabii tutularak KMYAÖ ile aynı form üzerinde araştırmanın uyum geçerliği çalışmasının yürütüleceği araştırma grubundaki öğrencilere uygulanmıştır.

Veri Analizi

KMYAÖ araştırma grubuna uygulandıktan sonra, ölçümlerin psikometrik özelliklerini ortaya koymak için istatistiksel analizler gerçekleştirilmiştir. Ölçme aracının yapı geçerliği AFA ve DFA ile belirlenmeden önce, analizin yapılabilmesi için karşılanması gereken eksik değerler ve aykırı değerlere ilişkin işlemler yapılmış, normallik varsayımları test edilmiştir.

Ölçümlerden yapılan yorumların yapı geçerliği için AFA uygulanmıştır. AFA'da kullanılan değişik faktörleştirme tekniklerinden "temel bileşenler analizi"nin, birçok faktörleştirme tekniğine göre psikometrik açıdan daha güçlü, matematiksel olarak daha basit, en az sayıda veri kullanılarak, gözlenen değişkenlere ilişkin en çok bilgi ortaya koyabilmesi yönünde avantajları barındırdığı belirtildiğinden (Tabachnick ve Fidell, 2015) bu çalışmada faktörleştirme tekniği olarak temel bileşenler analizinin kullanılması uygun görülmüştür.

Yapıların doğası hakkında çok daha açık bilgiye ulaşabilmek için döndürme yöntemlerinin kullanılması, yüksek olasılıkla faktörler arasında ilişki olacağı düşüncesiyle faktör analizine eğik döndürme yöntemiyle başlanması önerilmektedir (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2012, s. 200; Tabachnick ve Fidell, 2015, s. 646). Bu çalışmada ölçek faktörlerinin birbirleriyle ilişkili olacağına yönelik bir öngörüye sahip olduğundan AFA'da eğik döndürme yöntemlerinden direct oblimin döndürme kullanılmıştır. Faktör sayısı belirlenirken, özdeğeri birden büyük olan faktörlerin kullanılması kuralı dikkate alınmış ve dağılım grafiği incelenmiştir. AFA sonuçları yorumlanırken, bir maddenin bir faktörde gösterilebilmesi için faktör yükünün en az .40 ve en

yakın faktördeki faktör yükü ile arasında en az .10 olması (Büyüköztürk, 2007; Tavşancıl, 2010) kriterleri dikkate alınmıştır. Bunun yanı sıra ölçülen değişkene ait ortak faktör varyansına ilişkin ölçüt, .20 olarak (Çokluk vd., 2012; Şencan, 2005) kabul edilmiştir.

AFA ile ortaya çıkan kuramsal yapıya dayalı modeli doğrulamak amacıyla DFA'dan yararlanılmıştır. Çünkü kurulan varsayımların açıklayıcı tekniklerle test edilmesinin ardından, doğrulayıcı tekniklerle sınanması beklenen bir durumdur (Çokluk vd., 2012, s. 283). Bu çalışmada DFA ile normallik varsayımının karşılandığı veriden elde edilen kovaryans matrisi kullanılarak dört faktörlü yapı sınanmıştır. Alan yazın incelendiğinde, araştırma verisinin çok değişkenli normal dağılım sergilediği durumunda DFA'da parametre kestiriminde Maksimum Likelihood yönteminin diğer yöntemlere göre ana kütle parametrelerini en iyi temsil eden sonuçları verdiği belirtilmektedir (Boomsma ve Hoogland, 2001; Muthen ve Muthen, 2002; Raykov ve Marcoulides, 2006; Schermelleh-Engel, Moosbrugger ve Müller, 2003). Bu nedenle normal dağılım gösteren veri ile hazırlanan kovaryans matrisi, Maximum Likelihood yöntemi ile analiz edilmiştir.

DFA'da sınanan modelin yeterliliğini ortaya koymak üzere pek çok uyum indeksi kullanılmaktadır. Bu çalışmada, yapılan DFA için Ki-kare uyum testi (χ^2), iyilik uyum indeksi (GFI), düzeltilmiş iyilik uyum indeksi (AGFI), karşılaştırmalı uyum indeksi (CFI), normlaştırılmış uyum indeksi (NFI), normlaştırılmamış uyum indeksi (NNFI), fazlalık uyum indeksi (IFI), tahmin hatalarının ortalamasının karekökü (RMSEA), standartlaştırılmış hata kareleri ortalamasının karekökü (SRMR), sıkı normlaştırılmış uyum indeksi (PNFI) ve sıkı iyilik uyum indeksi (PGFI) incelenmiştir.

Modelin yapı geçerliği, yakınsak ve ayırt edici geçerlik teknikleri ile de irdelenmiştir. KMYAÖ kullanılarak elde edilen ölçümlerin güvenilirliği, yakınsak geçerlik kapsamında yapılan birleşik güvenilirliğe ek olarak, cronbach alfa ve test tekrar test yöntemleriyle hesaplanmıştır. Ölçekte yer alan maddelerin ayırt edicilik düzeylerini saptamak amacıyla, düzeltilmiş madde toplam korelasyonu hesaplanmış ve % 27'lik alt üst grup karşılaştırmalarına yer verilmiştir. Uyum geçerliği kapsamında, öğrencilerin KMYAÖ'den aldıkları puanlar ile EYBÖÖ arasındaki korelasyon hesaplanmıştır.

Araştırmada; eksik değerler, aykırı değerler, AFA, uyum geçerliği, Cronbach Alfa ve test tekrar test güvenilirliği ile madde analizleri için SPSS 20.0 paket programından, OVA ve birleşik güvenilirlik değerlerinin hesaplanmasında Microsoft Excel 2010'dan yararlanılmıştır. Normallik varsayımının testi ve DFA ile ilgili hesaplamalar ise, LISREL 8.70 paket programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Bulgular

AFA ile Yapı Geçerliđi

Veri setinin öncelikli olarak faktör analizine uygunluđunun sınanabilmesi için eksik deđerler, aykırı deđerler, normallik varsayımlarının, örneklem büyüklüğü, deđişkenler arası korelasyon ve örnekleme yeterliliđinin (KMO ve Bartlett's küresellik testi) test edilmesinin gerekliliđi vurgulanmaktadır (Çokluk vd., 2012; Field, 2013; Tabachnick ve Fidell, 2015). Bu gereklilikler dođrultusunda ölçme aracının AFA ile sınanabilmesi için, ilk olarak veri setindeki eksik deđerler frekans tablosu aracılıđıyla incelenmiş ve gözlenen her bir deđişken açısından veri setinde herhangi bir eksik deđere rastlanmamıştır.

AFA'nın yapılabilmesi için test edilmesi gereken bir diđer varsayım tek ve çok deđişkenli aykırı deđerlerdir. Tek deđişkenli aykırı deđerlerin araştırılması için gözlenen her bir deđişkene ilişkin z deđerinin +3.00 ile -3.00 aralıđında olması gerekliliđi (Hutcheson ve Sofroniou, 1999) kabul edilmiş ve bu aralıđın dışında kalan gözlemler çalışma kapsamının dışında bırakılmıştır. Kalan 277 katılımcıya ait veri seti, normallik varsayımı açısından incelenerek tek deđişkenli normallik testi için maddelerin basıklık ve çarpıklık deđerleri hesaplanmıştır. Buna göre tek deđişkenli normalliđin sađlandığı gözlenmiştir.

Normallik varsayımlarının ardından örneklem büyüklüđünün AFA için yeterli olup olmadığı incelenmiştir. Faktör analizi çalışmalarında yer alması gereken katılımcı sayısı konusunda araştırmacılar arasında tam bir uzlaşa bulunmadığından, ilgili alanyazında yer verilen ölçütlerden en az ikisini karşılayacak bir büyüklüğe ulaşılmaması önerilmektedir (Çokluk vd., 2012). Ferguson ve Cox (1993) faktör analizi çalışmalarında, ölçüt olarak alınması gereken katılımcı sayısının en az 100 olduđunu belirtmektedirler. Tinsley ve Kass (1979), eđer örneklem büyüklüğü 300'ün altında ise, madde sayısının 5 ile 10 katı olması gerektiđini vurgulamaktadırlar. Kline (2011) ise, örneklem büyüklüđünün madde sayısının 10 katı kadar olmasını önermekte ve güvenilir faktörler çıkarmak için 200 kişilik örnekleme, genellikle yeterli düzeyde bir ölçüt olarak deđerlendirmektedir. Sıralanan ölçütlere göre bu çalışmada, aykırı deđerlere sahip gözlemlerin çıkarılması ile 277 katılımcıdan oluşan birinci çalışma grubundaki katılımcı sayısının AFA için yeterli olduđu görülmüştür.

Bunların yanı sıra AFA için verilerin uygunluđunun tespitine yönelik deđişkenlere ait korelasyon matrisi incelenmiş ve aralarında kabul edilebilir ilişki ($r > .30$) gözlenen deđişkenlerin çođunlukta olduđu saptanmıştır. Bu durum, korelasyon matrisinin faktör analizi için uygun olduđunu (Suhr, 2006; Tabachnick ve Fidell, 2015) göstermektedir. Verilerin faktör analizine uygun olup olmadığını belirlemek amacıyla yapılacak bir diđer işlem Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) deđerinin incelenmesi ve Bartlett Küresellik testinin gerçekleştirilmesidir. KMO testi sonucu ($KMO = 0.905$) 277 katılımcıdan oluşan veri setinin örnekleme açısından yeterli olduđunu ve Bartlett Küresellik

testi sonucu da ($X^2 = 2151.396$; $sd = 153$; $p = 0.000$) veri setinin çok deęişkenli normal dağılım özelliğine sahip olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte KMO deęerinin .60'tan yüksek ve Bartlett Küresellik testinin istatistiksel olarak anlamlı olması, verilerin faktör analizine uygun olduğunu (Büyüköztürk, 2007) da ortaya koymaktadır.

Veri seti AFA için hazır hale getirildikten sonra ölçeğin yapı geçerliğine ilişkin AFA'da 19 madde için yapılan temel bileşenler faktörleştirme teknięi ve direct oblimin döndürme sonucunda, yapının toplam varyansın % 59.66'sını açıklayan özdeęeri 1'in üzerinde dört faktörlü olduğu bulunmuştur. Yapılan ilk analiz sonucunda dört faktörlü yapı için bileşen korelasyon matrisi incelendiğinde, $r = 0.256$ ile 0.460 arasında deęerler aldığı görülmüştür. Buna göre faktörler arasında ilişki ($r \geq .32$) gözleendiği için analiz sonuçlarının Direct Oblimin eğik döndürme teknięiyle yorumlanmasına devam edilerek bu döndürme teknięi ile elde edilen pattern matriksten alınan faktör yüklerinin yorumlanması yoluna gidilmiştir. Faktör yükleri incelendiğinde, faktör yükü .40'ın altında kalan ve birden fazla faktörde yüksek yük deęeri alan (binişik) sadece bir maddenin olduğu görülmüştür. Bu madde çıkarıldığında ölçek için kapsam açısından bir kayıp olmayacağı düşüncesiyle; maddenin ölçekten çıkarılmasına karar verilmiştir. Böylece 18 madde üzerinden faktör analizi yeniden yapılmıştır. Bu durumda ölçeğin özdeęeri 1'den büyük, kuramsal yapıyı temsil ettiği gözlenen dört faktör verdiği belirlenmiştir. Bu yapıya ilişkin deęerler Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2
Direct Oblimin Eğik Döndürme Teknięi Kullanılarak Yapılan Temel Bileşenler Analizi Sonuçları

Madde No	Faktör 1	Faktör 2	Faktör 3	Faktör 4	Ortak Varyans
M13	.803	.037	-.026	.078	.706
M15	.767	.140	-.103	.003	.614
M14	.723	.065	.122	-.001	.656
M12	.652	-.074	.249	.030	.618
M11	.574	.017	.050	.216	.527
M18	.064	.783	.045	.029	.692
M17	.231	.734	.001	-.030	.692
M16	.170	.644	.108	-.145	.523
M19	-.145	.581	-.027	.238	.393
M7	-.008	-.066	.884	-.024	.734
M8	-.050	.203	.828	-.061	.737
M6	.034	-.141	.774	.091	.638
M9	.045	.225	.631	.025	.577
M5	.164	-.051	.499	.193	.463
M3	.107	-.035	-.054	.810	.690
M2	-.094	.100	.154	.753	.666
M4	.299	-.046	.031	.620	.633
M1	.132	.186	.127	.516	.537
Özdeęerler	7.039	1.607	1.381	1.068	
Açıklanan Varyans	39.105	8.930	7.671	5.933	
Toplam Açıklanan Varyans	39.105	48.035	55.707	61.639	

Tablo 2’de ölçeğin toplam varyansın %61.64’ünü açıkladığı görülmektedir. Çok faktörlü ölçeklerde açıklanan varyansın %40 ile %60 arasında olması sosyal bilimler alanı için yeterli olarak kabul edilir (Büyüköztürk, 2007; Tavşancıl, 2010). Bu açıdan, dört faktörlü bu ölçeğin toplam varyansa yaptığı katkı oranı yeterli olarak değerlendirilebilir. Bununla birlikte ölçekte kuramsal olarak tanımlanan maddelerin, yapılan faktör analizi sonucunda kendi faktörleri altında toplandığı görülmüştür. Buna göre; birinci faktörün tek başına toplam varyansın %39.11’ini açıkladığı, beş maddeden oluştuğu belirlenmiştir. Bu faktör altında toplanan maddeler, TYYÇ’nin kişisel ve mesleki yetkinliklerinden öğrenme yetkinliğine ilişkin ifadeleri içerdiğinden “Öğrenme Yetkinliği (ÖY)” olarak adlandırılmıştır. ÖY boyutunda bulunan maddelerin faktör yüklerinin .57 ile .80 arasında olduğu belirlenmiştir. İkinci faktörün ise toplam varyansın %8.93’ünü açıkladığı, dört maddeden oluştuğu görülmektedir. Bu faktör, TYYÇ’nin kişisel ve mesleki yetkinliklerinden iletişim ve sosyal yetkinliklerle ilişkili maddeleri kapsadığından “İletişim-Sosyal Yetkinliği (İSY)” olarak adlandırılmıştır. İSY alt ölçeğindeki maddelerin faktör yüklerinin .58 ile .78 arasında değiştiği saptanmıştır. Üçüncü faktör, toplam varyansın % 7.67’sini açıklamakta ve beş maddeden oluşmaktadır. Ölçeğin üçüncü faktöründeki maddeler, TYYÇ’nin kişisel ve mesleki yetkinliklerinden alana özgü yetkinlik ifadelerini içermektedir, dolayısıyla bu faktör “Alana Özgü Yetkinliği (AÖY)” olarak adlandırılmıştır. AÖY boyutunda bulunan maddelerin faktör yükleri .50 ile .88 arasında sıralanmaktadır. Dördüncü faktörün ise toplam varyansın % 5.93’ünü açıkladığı, dört maddeden oluştuğu görülmüştür. Ölçeğin bu faktörü, TYYÇ’nin kişisel ve mesleki yetkinliklerinden bağımsız çalışabilme ve sorumluluk alabilmeye ilişkin yetkinlik ifadeleri ile betimlenen maddeleri içermektedir ve bu nedenle “Bağımsız Çalışabilme-Sorumluluk Alabilme Yetkinliği (BÇSAY)” olarak adlandırılmıştır. BÇSAY alt ölçeğinde yer alan maddelerin faktör yükleri .52 ile .81 arasında değişmektedir.

Madde Analizi

KMYAÖ’de yer alan maddelerin ayırt edicilik düzeylerini belirlemek ve toplam puanı yordama gücünü saptamak amacıyla düzeltilmiş madde toplam korelasyonu ve % 27’lik alt-üst grup ortalamalarının karşılaştırılmasına ilişkin t değerleri hesaplanarak test edilmiştir. Madde analizi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 3’te gösterilmiştir.

Tablo 3’te görüldüğü üzere ölçeğin her bir faktöründe yer alan maddeler için hesaplanan düzeltilmiş madde-toplam korelasyonlar; BÇSAY alt ölçeği için .54 ile .64 arasında, AÖY alt ölçeği için .54 ile .64 arasında, ÖY alt ölçeği için .59 ile .67 arasında ve İSY alt ölçeği için .36 ile .60 arasında değişmektedir. Düzeltilmiş madde-toplam korelasyonunun .30 ve üzerinde olması ölçütünün (Büyüköztürk, 2007; Şencan, 2005) tüm maddeler için karşılandığı ve böylece ölçeğin ölçülecek özelliği ayırt etme açısından yeterli olduğu görülmektedir. Ayrıca, Tablo 3’teki bulgular incelendiğinde, % 27’lik alt ve üst grupların

(n=135) madde puanlarındaki farklara ilişkin *t* değerlerinin ölçekteki tüm maddeler için anlamlı ($p < .001$) olduğu görülmektedir. Alt ve üst gruplar arasında karşılaştırmaların anlamlı düzeyde farklılaşması, maddelerin ayırt ediciliği için bir kanıt olarak nitelendirilerek (Erkuş, 2012) maddelerin yer aldıkları alt ölçeklerle aynı davranışı ölçmeye yönelik oldukları (Büyüköztürk, 2007) söylenebilir. Bu bulgu, ölçeğin öğretmen adaylarını kişisel-mesleki yetkinlik algıları açısından ayırt ettiği şeklinde yorumlanabilir.

Tablo 3
KMYAÖ Madde Analizi Sonuçları

Alt Ölçekler	Maddeler	Düzeltilmiş Madde-Toplam Korelasyonu (n=500)	%27'lik Alt grup (n=135)		%27'lik Üst grup (n=135)		sd	t	p
			M	S	M	S			
BÇSAY	KMY1	.641	3.39	.63	4.69	.51	256.04	-18.46	.000
	KMY2	.583	3.42	.57	4.56	.56	267.91	-16.22	.000
	KMY3	.540	3.41	.70	4.67	.58	258.87	-15.97	.000
	KMY4	.621	3.46	.66	4.67	.51	252.67	-16.61	.000
AÖY	KMY5	.581	3.04	.60	4.30	.70	262.04	-15.79	.000
	KMY6	.542	3.06	.72	4.22	.76	266.84	-12.82	.000
	KMY7	.551	3.32	.64	4.45	.73	263.72	-13.54	.000
	KMY8	.620	3.19	.67	4.50	.65	267.80	-16.18	.000
ÖY	KMY9	.641	3.07	.68	4.53	.60	264.16	-18.37	.000
	KMY10	.602	3.33	.65	4.60	.58	264.89	-16.79	.000
	KMY11	.647	3.20	.66	4.68	.51	251.51	-20.45	.000
	KMY12	.665	3.29	.62	4.77	.42	235.98	-22.91	.000
İSY	KMY13	.660	3.30	.50	4.73	.46	266.12	-24.22	.000
	KMY14	.586	3.56	.64	4.71	.50	253.11	-16.46	.000
	KMY15	.495	2.88	.78	4.33	.89	263.22	-14.10	.000
	KMY16	.603	3.24	.89	4.75	.49	210.64	-17.18	.000
	KMY17	.569	3.01	.75	4.61	.69	266.04	-18.19	.000
	KMY18	.358	2.27	.94	3.79	1.26	248.87	-11.18	.000

* $p < .001$

DFA ile Yapı Geçerliliği

DFA'nın yapılabilmesi için eksik değerler, aykırı değerler, normallik varsayımları test edilmiştir. Bu doğrultuda ilk olarak gözlenen her bir değişken incelendiğinde veri setinde herhangi bir eksik değere rastlanmamıştır. Tek değişkenli aykırı değerlerin araştırılması için gözlenen her bir değişkene ilişkin *z* değerinin +3.00 ile -3.00 arasında olması koşulu (Hutcheson ve Sofroniou, 1999) göz önünde bulundurularak bu aralığın dışında uç değere sahip satırlar silinmiştir. Çok değişkenli aykırı değerlerin araştırılması sürecinde ise Mahalanobis uzaklığı $\chi^2(18) = 42.31$, ($p < .001$) hesaplanarak bu değer üzerinde yer alan gözlemler çalışma kapsamının dışında bırakılmıştır. Normallik testi için de sürekli değişkenlere yönelik tek değişkenli ve çoklu normallik testleri yapılmıştır. Tek değişkenli normallik testi için maddelerin basıklık ve çarpıklık değerleri hesaplanmış ve tek değişkenli normalliğin sağlandığı gözlenmiştir. Çok değişkenli normallik testi ise çoklu normallikten bir sapmanın

olmadığını ortaya koymuştur (Çarpıklık $z = -0.345$, $p > .001$; Basıklık $z = -3.317$, $p > .001$; Çarpıklık ve Basıklık $\chi^2 = 11.121$, $p > .001$). Çarpıklık ve basıklık değerleri incelendiğinde normallik varsayımının karşılandığı görülmektedir.

DFA, örneklem büyüklüğüne de duyarlı olduğu için (Ullman, 2015) normallik varsayımlarının ardından örneklem büyüklüğünün DFA için yeterli olup olmadığı incelenmiştir. Doğru biçimde belirlenmiş modellerin DFA ile sınanabilmesi için makul örneklem büyüklüğünün 150 olduğu belirtilmektedir (Muthen ve Muthen, 2002). Hoogland ve Boomsma (1998)'ya göre ise çok değişkenli normal dağılmış veri ile yapılan DFA için en az 200 katılımcıdan oluşan bir örnekleme ihtiyaç duyulmaktadır. Bu yaklaşımlar, çalışmadaki 223 katılımcının DFA için yeterli bir örnekleme işaret ettiğini göstermektedir.

İkinci çalışma grubundan toplanan verilerin AFA sonucunda elde edilen 18 madde ve dört faktörden oluşan yapıyı doğrulayıp doğrulamadığını test etmek için birinci düzey DFA uygulanmıştır. Maksimum Likelihood yöntemi kullanılarak öncelikle, AFA ile ortaya çıkan dört faktörlü model tek faktörlü model ile kıyaslanmıştır. Kıyaslama, ilgili alan yazında uyum iyiliğine ilişkin genel kabul gören “mükemmel uyum ölçütleri” ve “kabul edilebilir uyum ölçütleri” (Bollen, 1989; Byrne, 2010; Hu ve Bentler, 1999; Kline, 2011; Schermelleh-Engel vd., 2003; Schumacher ve Lomax, 2004; Tanaka ve Huba, 1985) dikkate alınarak yapılmıştır. Tablo 4'te sınanan iki model yeterliğini ortaya koymak amacıyla incelenen uyum indekslerine ilişkin kabul edilebilir ve mükemmel uyum değerleri ile DFA'dan elde edilen uyum indeksi değerleri ve bu doğrultuda ortaya çıkan sonuçlar karşılaştırmalı olarak sunulmuştur.

Tablo 4
Araştırmada İncelenen Uyum İndekslerine İlişkin Mükemmel ve Kabul Edilebilir Uyum Değerleri ile DFA'dan Elde Edilen Uyum İndeksi Değerleri

Uyum İndeksi	Mükemmel Uyum Ölçütleri	Kabul Edilebilir Uyum Ölçütleri	Tek Fakt. Model	Sonuç	Dört Fakt. Model	Sonuç
χ^2/sd	$0 \leq \chi^2/sd \leq 2$	$2 \leq \chi^2/sd \leq 3$	5.08*	-	1.76*	Mükemmel
GFI	$.95 \leq GFI \leq 1.00$	$.90 \leq GFI \leq .95$.74	-	.90	Kabul Edilebilir
AGFI	$.90 \leq AGFI \leq 1.00$	$.85 \leq AGFI \leq .90$.68	-	.86	Kabul Edilebilir
CFI	$.95 \leq CFI \leq 1.00$	$.90 \leq CFI \leq .95$.93	Kabul Edilebilir	.98	Mükemmel
NFI	$.95 \leq NFI \leq 1.00$	$.90 \leq NFI \leq .95$.91	Kabul Edilebilir	.96	Mükemmel
NNFI	$.95 \leq NNFI \leq 1.00$	$.90 \leq NNFI \leq .95$.92	Kabul Edilebilir	.98	Mükemmel
IFI	$.95 \leq IFI \leq 1.00$	$.90 \leq IFI \leq .95$.93	Kabul Edilebilir	.98	Mükemmel
RMSEA	$.00 \leq RMSEA \leq .05$	$.05 \leq RMSEA \leq .08$.14	-	.058	Kabul Edilebilir
SRMR	$.00 \leq SRMR \leq .05$	$.05 \leq SRMR \leq .10$.079	Kabul Edilebilir	.050	Kabul Edilebilir
PNFI	$.95 \leq PNFI \leq 1.00$	$.50 \leq PNFI \leq .95$.80	Kabul Edilebilir	.81	Kabul Edilebilir
PGFI	$.95 \leq PGFI \leq 1.00$	$.50 \leq PGFI \leq .95$.59	Kabul Edilebilir	.68	Kabul Edilebilir

*Tek faktörlü model için $\chi^2=685.55$, $sd=135$ Dört faktörlü model için $\chi^2=226.88$, $sd=129$

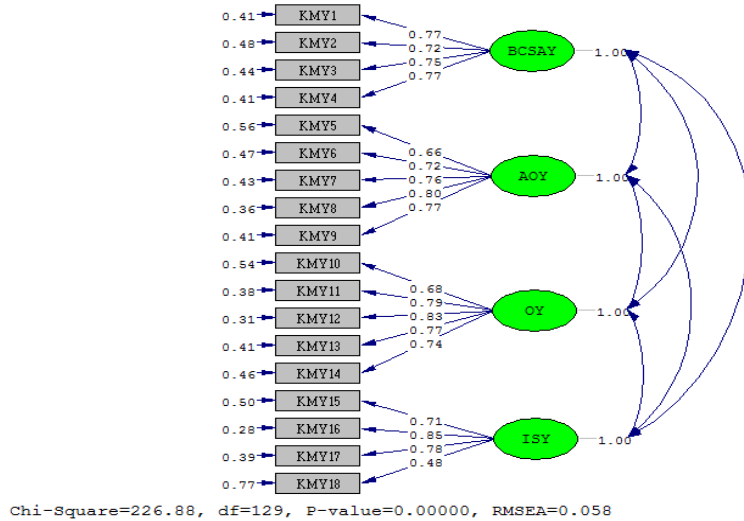
Analiz sonucunda tek faktörlü modelden elde edilen uyum indekslerine bakıldığında, modelin birçok ölçüt açısından kabul edilebilir ya da mükemmel uyum vermediği görülmüştür. Dolayısıyla tek faktörlü modelin doğrulanmadığı söylenebilir. Dört faktörlü modelden elde edilen uyum indeksleri incelendiğinde ise bütün değerlerin mükemmel veya kabul edilebilir düzeyde

olduğu görülmüştür. Dört faktörlü KMYAÖ'ye ilişkin uyum indeksi değerleri; $\chi^2/sd=1.78$, $GFI=.90$, $AGFI=.86$, $CFI=.98$, $NFI=.96$, $NNFI=.98$, $IFI=.98$, $RMSEA=.058$, $SRMR=.050$, $PNFI=.81$ ve $PGFI=.68$ olarak bulunmuştur. Uyum indekslerine ilişkin mükemmel ve kabul edilebilir uyum ölçütleri, DFA'dan elde edilen dört faktörlü modelin uyum düzeyinin yeterli olduğunu ortaya koymaktadır.

DFA sonucu elde edilen dört faktörlü modele ilişkin t değerleri incelendiğinde; t değerlerinin BÇSAY alt ölçeği için 11.83 ile 12.93 arasında, AÖY alt ölçeği için 10.53 ile 13.65 arasında, ÖY alt ölçeği için 11.00 ile 14.70 arasında, İSY alt ölçeği için 7.15 ile 14.60 arasında değiştiği belirlenmiştir. Hesaplanan t değerlerinin 1.96'dan büyük olması .05 düzeyinde; 2.58'den büyük olması ise .01 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermekte ve anlamlı olmayan t değerlerine ilişkin maddelerin modelden çıkarılması gerektiğine işaret etmektedir (Byrne, 2010; Kline, 2011). Buna göre, DFA'da elde edilen tüm t değerleri .01 düzeyinde anlamlı bulunduğu için modelden çıkarılması gereken madde olmadığı ortaya çıkmaktadır.

Yakınsak ve Ayırt Edici Geçerlik

Modelin yakınsak geçerliği (convergent validity) için her bir maddenin faktör yükü, her bir boyuta ilişkin birleşik güvenilirliği (composite reliability) ve ortalama açıklanan varyans (average variance extracted-AVE) hesaplanmıştır. İlk olarak faktör yükleri incelenmiştir. Doğrulan dört faktörlü modele ilişkin standardize edilmiş faktör yükleri ve hata varyanslarını içeren yol diyagramı Şekil 1'de gösterilmiştir.



Şekil 1. KMYAÖ'ye ilişkin ölçüm modeli

Şekil 1’de görüldüğü üzere, faktör yükleri BÇSAY boyutu için .72 ile .77 arasında, AÖY boyutu için .66 ile .80 arasında, ÖY boyutu için .68 ile .83 arasında, İSY boyutu için ise .48 ile .85 arasında değişmektedir. Yakınsak geçerlik için her bir madde yükünün .50’den büyük olması beklenir (Fornell ve Larcker, 1981). Bu bağlamda her bir faktöre ilişkin yük değerleri incelendiğinde, ölçekteki sadece bir maddenin (KMY18) bu ölçütün altında (.48) kaldığı belirlenmiştir. Eldeki bulgular ışığında bu maddenin de ilgili faktör ile iyi düzeyde nitelendirilebilecek bir ilişki içerisinde olması, ölçeğin kabul edilebilir düzeyde geçerliğe sahip olduğunu göstermektedir. İkinci olarak her bir boyuta ilişkin ortalama açıklanan varyans (OAV) değerleri hesaplanmıştır. Bu değer de .50’den büyük olması beklenir (Hair, Black, Babin, Anderson ve Tatham, 2006, s. 777-778). Ölçeğin dört alt boyutun her biri için elde edilen OAV değerlerinin .52 ve .58 arasında değiştiği belirlenmiştir. Dolayısıyla hem çoğu maddenin faktör yükünün hem de her bir boyut için OAV değerlerinin .50 değerinden büyük olması yakınsak geçerliğinin kanıtı olarak gösterilebilir. Yakınsak geçerliğine ilişkin son gösterge olarak birleşik güvenilirlik hesaplanmıştır. Her bir yapıya ilişkin hesaplanan birleşik güvenilirlik değerlerinin .80 ile .88 arasında olduğu bulunmuştur. Tablo 5’te ölçek verilerinin güvenilirlik ve OAV değerleri gösterilmiştir.

Tablo 5
Ölçek Verilerinin OAV ve Güvenirlik Değerleri

Alt Ölçekler	OAV*	Birleşik Güvenirlik**	Cronbach Alfa (n=500)	Test Tekrar Test (n=83)
BÇSAY	.57	.84	.81	.73
AÖY	.55	.86	.85	.72
ÖY	.58	.88	.86	.75
İSY	.52	.80	.74	.85

*OAV = $(\sum\lambda^2) / (\sum\lambda^2) + (\sum\eta)$

** Birleşik Güvenirlik = $(\sum\lambda)^2 / (\sum\lambda)^2 + (\sum\eta)$

Tablo 5’te birleşik güvenilirlik değerlerinin her birinin .70’in üzerinde ve OAV değerlerinden büyük olduğu görülmektedir. Bu durum yakınsak geçerliğinin kanıtı olarak değerlendirilebilir. Ölçekten elde edilen verilerin içtutarlılık açısından güvenilirliği Cronbach Alfa katsayısı ile de test edilmiştir. Ölçümlerin Cronbach Alfa güvenilirlik katsayıları, BÇSAY alt ölçeği için .81, AÖY alt ölçeği için .85, ÖY alt ölçeği için .86 ve İSY alt ölçeği için .74 olarak bulunmuştur. Ölçeğin tümüne ilişkin iç tutarlılık katsayısı ise $\alpha = .91$ ’dir. Güvenirlik katsayısının .90 civarında mükemmel, .70’in üzerinde ölçülen iç tutarlılığın ise yeterli düzeyde kabul edildiği (Kline, 2011; Nunnally ve Bernstein, 1994) göz önüne alındığında, hesaplanan iç tutarlılık katsayılarının yeterli olduğu söylenebilir. Ölçümlerin test-tekrar test güvenilirliğini belirlemek için ise 83 öğrenci üzerinde üç hafta ara ile iki uygulama yapılmıştır. Birinci ve ikinci uygulama arasındaki tutarlılığı ortaya koymak amacıyla, iki uygulamadan elde edilen puanlar arasındaki korelasyon katsayıları hesaplanmıştır. Test-tekrar test güvenilirlik katsayıları BÇSAY alt ölçeği için .73, AÖY alt ölçeği için .72, ÖY alt ölçeği için .75 ve İSY alt ölçeği için .85

olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan korelasyon katsayıları ölçeğin kararlılık açısından güvenilir olduğunu göstermiştir.

Modelde yer alan faktörlerin ne derecede ayrıştığını belirlemek için ayırt edici geçerlik (discriminant validity) de incelenmiştir. Ayırt edici geçerlik, ölçeğin alt boyutları arasındaki korelasyonların OAV değerlerinin karekökü ile karşılaştırılması yoluyla değerlendirilmektedir. Tablo 6'da KMYAÖ'nün alt boyutları arasındaki korelasyon değerleri ve OAV değerlerinin karekökü verilmiştir.

Tablo 6
KMYAÖ'nün Gizil Değişkenleri Arasındaki Korelasyon Değerleri ve OAV Değerlerinin Karekökü

	BÇSAY	AÖY	ÖY	İSY
BÇSAY	.75			
AÖY	.69*	.74		
ÖY	.74*	.68*	.76	
İSY	.61*	.61*	.65*	.72

* $p < .05$

Not. Korelasyon matrisinin köşegen elemanları (koyu olan değerler) OAV'nin karekökünü ve köşegen dışı elemanlar ise alt boyutlar arasındaki korelasyon değerlerini göstermektedir.

Ayırt edici geçerliğin sağlanabilmesi için herhangi alt boyuttaki OAV değerinin karekökünün o alt boyutun diğer alt boyut ile aralarındaki korelasyondan ve aynı zamanda .50 değerinden büyük olması gerekmektedir (Fornell ve Larcker, 1981; McDonald ve Ho, 2002). Tablo 6'da görüldüğü gibi her bir alt boyut için hesaplanan OAV'nin karekökü diğer alt boyutlar ile olan korelasyon değerlerinden daha büyüktür. Bu durumda ayırt edicilik geçerliğinin sağlandığı söylenebilir. Bununla birlikte korelasyon değerleri incelendiğinde, tüm alt boyutlar arasında anlamlı düzeyde ilişki olduğu görülmektedir. Modelin doğrulanabilmesi için faktörler arasında yer alan korelasyon değerlerinin çok yüksek ($r > .85$) olmaması gerekmektedir (Kline, 2011). Dolayısıyla bu modelde belirlenen faktörler arası korelasyonların kabul edilebilir düzeyde olduğu görülmektedir.

Uyum Geçerliği

Uyum geçerliği çalışması kapsamında, öğretmen adaylarının kişisel-mesleki yetkinliklere ilişkin algıları ile etkili yaşam boyu öğrenme düzeyleri arasındaki korelasyon hesaplanmıştır. Korelasyon analizinden elde edilen bulgular; etkili yaşam boyu öğrenme düzeylerinin BÇSAY ile pozitif [$r = .46, p < .01$]; AÖY ile pozitif [$r = .52, p < .01$]; ÖY ile pozitif [$r = .67, p < .01$]; İSY ile pozitif [$r = .43, p < .01$] anlamlı ilişki içerisinde olduğunu göstermiştir. TYÇ'ye göre kişisel ve mesleki yetkinliklere sahip olan öğretmen adaylarının yaşam boyu öğrenme düzeylerinin yüksek olduğu dikkate alındığında, KMYAÖ ile etkili yaşam boyu öğrenme düzeyi arasındaki korelasyon ölçümlerine dair bulgular uyum geçerliğinin sağlandığını işaret etmektedir.

KMYAÖ'den Alınan Puanların Değerlendirilmesi

KMYAÖ'de 18 madde bulunmaktadır. Ölçekte "Tamamen Uyuyor (5) → Hiç Uyuyor (1) şeklinde 5'li Likert tipi bir derecelendirme kullanılmıştır.

Ölçek, BÇSAY, AÖY, ÖY ve İSY olmak üzere dört boyutlu bir yapıya sahiptir. BÇSAY boyutunda 4, AÖY ve ÖY boyutunda 5, İSY boyutunda 4 madde bulunmaktadır. Dolayısıyla BÇSAY ve İSY boyutları için alınabilecek puanlar 4 ile 20 arasında; AÖY ve ÖY boyutları için alınabilecek puanlar 5 ile 25 arasında değişmektedir. KMYAÖ'den alınan puanlar değerlendirilirken, alt ölçeklerden elde edilen puanlar üzerinden işlem yapılmaktadır. KMYAÖ'nün alt boyutlarından alınan puanların yükselmesi, öğretmen adaylarının ilgili boyuta yönelik algılarının yüksek düzeyde olduğunu işaret etmektedir.

Tartışma, Sonuç ve Öneriler

Bu araştırmada öğretmen adaylarının kişisel-mesleki yetkinliklere ilişkin algılarına dair geçerli ve güvenilir ölçümler elde edilmesine imkân tanıyacak bir ölçme aracının geliştirilmesi amaçlanmıştır. KMYAÖ'nün geçerlik ve güvenilirlik hesaplamaları, Türkiye Yükseköğretim Yeterlikler Çerçevesince öğretmen adayları için belirlenen kişisel ve mesleki yetkinliklere yönelik ilk kez geliştirilen algı ölçeğinin kullanılabilir olduğunu göstermektedir. TYYÇ'ye dayalı teorik yapı bağlamında geliştirilen KMYAÖ öğretmen adaylarının yaşam boyu öğrenmeye yönelik kişisel-mesleki yetkinliklere ilişkin algılarını açığa çıkarıcı bir değerlendirme işlevi sağlayacağından geçerlik ve güvenilirlik verilerinin zenginleştirilmesi önemsenmiştir.

Araştırma toplamda 720 öğretmen adayından oluşan dört farklı çalışma grubu üzerinde yürütülmüştür. KMYAÖ'nün ölçümlerinden yapılacak yorumların yapı geçerliğini test etmek için AFA ve DFA'dan yararlanılmıştır. AFA sonucunda, toplam varyansın % 61.64'ünü açıklayan ve 18 maddeden oluşan dört faktörlü bir yapı elde edilmiştir. Teorik olarak kurgulanan ölçüm modelinin veriler tarafından doğrulanıp doğrulanmadığı DFA ile sınanmıştır. DFA'da ulaşılan bulgular, KMYAÖ'ye ilişkin dört faktörlü yapıya ait uyum indekslerinin yeterli olduğunu göstermiştir. AFA'da açıklanan varyans oranı için % 40 ile % 60 arasındaki değerlerin ölçüt olarak alındığı, ölçekte yer alan maddelere ait faktör yüklerinin .40 alt sınırının (Büyüköztürk, 2007; Tavşancıl, 2010) üzerinde olduğu ve DFA'da hesaplanan uyum indekslerinin kabul edilebilir sınırlar (Bollen, 1989; Byrne, 2010; Hu ve Bentler, 1999; Kline, 2011; Schermelleh-Engel vd., 2003; Schumacher ve Lomax, 2004; Tanaka ve Huba, 1985) içerisinde yer aldığı dikkate alındığında, KMYAÖ'den elde edilen ölçümlerin yapı geçerliğinin sağlandığı ifade edilebilir. Yapı geçerliği verilerinin zenginleştirilmesi amacıyla yapılan yakınsak ve ayırt edici geçerliği hesaplamaları da literatürde kabul gören değerler (Fornell ve Larcker, 1981; Hair vd., 2006; McDonald ve Ho, 2002) içinde sonuçlar sağlandığını göstermiştir.

KMYAÖ'de yer alan maddelerin toplam puan ile arasındaki ilişkiyi belirlemek ve ayırt edicilik düzeylerini saptamak amacıyla madde analizi yapılmıştır. Madde analizi kapsamında, düzeltilmiş madde toplam korelasyonu incelenmiş ve % 27'lik alt-üst grup karşılaştırmalarına yer verilmiştir. Analiz sonucunda, düzeltilmiş madde toplam korelasyonlarının BÇSAY alt ölçeği için .54 ile .64 arasında, AÖY alt ölçeği için .54 ile .64 arasında, ÖY alt ölçeği için .59 ile .67 arasında ve İSY alt ölçeği için

.36 ile .60 arasında sıralandığı ve % 27'lik alt ve üst grup arasındaki farklara ilişkin *t* değerlerinin ölçekte yer alan tüm maddeler için anlamlı olduğu belirlenmiştir. Bu bulgular, maddelerin ayırt edici olmasına yönelik ölçütler ışığında (Büyüköztürk, 2007; Erkuş, 2012; Şencan, 2005) KMYAÖ'de yer alan maddelerin tamamının ayırt edici olduğuna işaret etmektedir. Buna göre ölçeğin ayırt edici geçerliğinden hem madde hem de yapı düzeyinde tatmin edici sonuçlar elde edilmiştir.

KMYAÖ'den elde edilen ölçümlerin güvenilirliği, Cronbach Alfa, bileşik güvenilirlik ve test tekrar test yöntemleriyle incelenmiştir. Ölçümlerin Cronbach Alfa güvenilirliği BÇSAY alt ölçeği için .81, AÖY alt ölçeği için .85, ÖY alt ölçeği için .86, İSY alt ölçeği için .74 ve ölçeğin tümü için ise .91 olarak hesaplanmıştır. Bileşik güvenilirlik katsayıları alt ölçeklerden elde edilen ölçümler için .80 ile .88 arasında bulunmuştur. Ölçümlerin test tekrar test güvenilirliği ise, BÇSAY alt ölçeği için .73, AÖY alt ölçeği için .72, ÖY alt ölçeği için .75 ve İSY alt ölçeği için .85 olarak bulunmuştur. Güvenirlik katsayısı .70 ve üzerinde olan ölçümlerin güvenilir olduğu kabul edildiğine göre (Kline, 2011; Nunnally ve Bernstein, 1994) Cronbach Alfa, bileşik güvenilirlik ve test tekrar test yöntemleriyle hesaplanan güvenilirlik katsayıları, KMYAÖ'den elde edilen ölçümlerin güvenilirliğine yönelik bir kanıt olarak değerlendirilebilir.

Uyum geçerliği hesaplamaları da teorik yapıyı ve psikometrik yeterliği destekler düzeydedir. KMYAÖ'nün her bir alt boyutu ile yaşam boyu öğrenme bağlamında uyum geçerliği kapsamında araştırmacıların beklediği yönde korelasyonel sonuçlar sağlanmıştır.

Araştırma sonuçları, KMYAÖ'nün öğretmen adaylarının yaşam boyu öğrenmeye yönelik kişisel-mesleki yetkinliklere ilişkin algılarını belirlemede geçerli ve güvenilir ölçümler üreten bir araç olarak kullanılabilirliğini ortaya koymaktadır. Literatür incelendiğinde; ulusal çalışmalarda bu yönde kullanılacak bir başka ölçme aracının bulunmadığı gözlenmiştir. KMYAÖ'nün geliştirilmesinin amaçlandığı bu çalışmanın literatürdeki bu boşluğu dolduracak olması açısından önemli olduğu düşünülmektedir. Araştırmada KMYAÖ'den elde edilen ölçümlerin yapı geçerliği ve güvenilirliği için tek bir kanıt yerine birden fazla kanıt sunulması da çalışmanın güçlü yönleri arasında yer almaktadır. Bununla birlikte, ölçeğin daha geniş bir örneklem veya öğretmenlerden oluşan farklı örneklemelerden toplanan veriler üzerinden geçerlik ve güvenilirlik çalışmalarının yinelenmesi önem arz etmektedir.

Ayrıca bu ölçme aracının literatüre kazandırılması ile birlikte yeni çalışmaların yolunun açılacağı düşünülmektedir. Yapılan çalışmalarda, yetkinlik inancının kişilerin meslek seçimlerini ve mesleki yeterlilikleriyle ilgili algılarını (Betz ve Hackett, 1997); meslekten kaynaklı stres düzeyini (Grau, Salanova ve Peiro, 2001) ve bireylerin seçtikleri mesleki aktiviteleri ve akademik çalışmaları etkilediği (Bandura, Barbaranelli, Caprara ve Pastorelli, 2001) ortaya konulmuştur. KMYAÖ kullanılarak öğretmen adaylarının/öğretmenlerin yaşam boyu öğrenmeye yönelik kişisel-mesleki yetkinliklere ilişkin algılarının öğretmenlik mesleğine yönelik tutum, mesleki yeterlik algıları, öz yeterlik algıları, akademik başarı, motivasyon değişkenleri ile nasıl bir ilişki içerisinde olduğunu belirlemeye yönelik araştırmaların yapılması önerilebilir.

References/Kaynaklar

- Ada, S., & Baysal, Z. N. (2013). *Pedagojik androgojik formasyon ve Türkiye’de öğretmen yetiştirme*. Ankara: Pegem Akademi.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral changes. *Psychological Review*, 84(2), 191-215.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. NJ: Prentice-Hall.
- Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V., & Pastorelli, C. (2001). Self-efficacy beliefs as shapers of children's aspirations and career trajectories. *Child Development*, 72(1), 187-206.
- Bergen Declaration (2005). *The European Higher Education Area – Achieving the goals. Communiqué of the Conference of European Ministers Responsible for Higher Education* (May 19-21, 2005), Bergen.
- Betz, N. E., & Hackett, G. (1997). Applications of self-efficacy theory to the career assessment of women. *Journal of Career Assessment*, 5(4), 383-402.
- Bollen, K. A. (1989). A new incremental fit index for general structural equation models. *Sociological Methods & Research*, 17(3), 303-316.
- Bologna Declaration (1999). *Joint declaration of the European Ministers of Education* (19 June 1999). Retrieved from http://www.ehea.info/Uploads/Declarations/BOLOGNA_DECLARATION1.pdf
- Boomsma, A., & Hoogland, J. J. (2001). The robustness of LISREL modeling revisited. In R. Cudeck, S. du Toit and D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future* (pp. 139-168). Chicago: Scientific Software International.
- Büyüköztürk, Ş. (2007). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı: İstatistik, araştırma deseni, SPSS uygulamaları ve yorum* (8. baskı). Ankara: Pegem A.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, application, and programming*. New York: Taylor & Francis Group, LLC.
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G., & Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimleri için çok değişkenli istatistik SPSS ve LISREL uygulamaları* (2. baskı). Ankara: Pegem Akademi.
- Erkuş, A. (2012). *Psikolojide ölçme ve ölçek geliştirme*. Ankara: Pegem Akademi.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological methods*, 4(3), 272-299.
- Fenwick, T. A. (2001). Fostering teachers' lifelong learning through professional growth plans: A cautious recommendation for policy. In *2001 Pan-Canadian Education Research Agenda Symposium Teacher Education/Educator Training: Current Trends and Future Directions 22-23 Mayıs 2001* (p. 1-21). Quebec City: Laval University. Retrieved from http://www.cesc.ca/pceradocs/2001/papers/01Fenwick_e.pdf

- Ferguson, E., & Cox, T. (1993). Exploratory factor analysis: A users' guide. *International Journal of Selection and Assessment*, 1(2), 84-94.
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (4th ed.). London: Sage.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. doi: 10.2307/3151312
- Grau, R., Salanova, M., & Peiro, J. M. (2001). Moderator effects of self-efficacy on occupational stress. *Psychology in Spain*, 5(1), 63-74.
- Günüş, S., Odabaşı, H. F., & Kuzu, A. (2014). Developing an Effective Lifelong Learning Scale (ELLS): Study of validity & reliability. *Education and Science*, 39(171), 244-258.
- Hair, J. F. Jr., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (6th ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson/Prentice Hall.
- Hoogland, J. J., & Boomsma, A. (1998). Robustness studies in covariance structure modeling: An overview and a meta-analysis. *Sociological Methods & Research*, 26(3), 329-367.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Hutcheson, G., & Sofroniou, N. (1999). *The multivariate social scientist*. London: Sage.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: The Guilford Press.
- Knapper, C., & Cropley, A. J. (2000). *Lifelong learning in higher education*. Psychology Press.
- Luszczynska, A., Gibbons, F. X., Piko, B. F., & Tekozel, M. (2004). Self-regulatory cognitions, social comparison, and perceived peers' behaviors as predictors of nutrition and physical activity: A comparison among adolescents in Hungary, Poland, Turkey and USA. *Psychology & Health*, 19(5), 577-593.
- Marakas, G. M., Yi, M. Y., & Johnson, R. D. (1998). The multilevel and multifaceted character of computer self-efficacy: Toward clarification of the construct and an integrative framework for research. *Information systems research*, 9(2), 126-163.
- McDonald, R. P., & Ho, M. H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological methods*, 7(1), 64-82.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2002). How to use a Monte Carlo study to decide on sample size and determine power. *Structural Equation Modeling*, 9(4), 599-620.

- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd edition). New York: McGraw-Hill.
- Pajares, M. F. (1996). Self-efficacy beliefs in academic settings. *Review of Educational Research*, 66, 543-578.
- Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2006). On multilevel model reliability estimation from the perspective of structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(1), 130-141.
- Rimm, H., & Jerusalem, M. (1999). Adaptation and validation of an Estonian version of the General Self-Efficacy Scale (ESES). *Anxiety, Stress and Coping*, 12(3), 329-345.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling* (2nd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Suhr, D. D. (2006). *Exploratory or confirmatory factor analysis?* (pp. 1-17). Cary: SAS Institute. Retrieved from <http://www2.sas.com/proceedings/sugi31/200-31.pdf>
- Şencan, H. (2005). *Sosyal ve davranışsal ölçümlerde güvenilirlik ve geçerlilik*. Ankara: Seçkin.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2015). *Çok değişkenli istatistiklerin kullanımı* (Çev. Ed. M. Baloğlu). Ankara: Nobel Akademik.
- Tanaka, J. S., & Huba, G. J. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 197-201.
- Tavşancıl, E. (2010). *Tutumların ölçülmesi ve SPSS ile veri analizi* (4. baskı). Ankara: Nobel.
- Tinsley, H. E., & Kass, R. A. (1979). The latent structure of the need satisfying properties of leisure activities. *Journal of Leisure Research*, 11(4), 278-291.
- TYUYÇ (2009). *Türkiye Yükseköğretim Ulusal Yeterlikler Çerçevesi Ara Raporu [Turkey Higher Education National Qualifications Framework]*. Yükseköğretim Ulusal Yeterlikler Çerçevesi Komisyonu & Çalışma Grubu. <https://bologna.yok.gov.tr/files/1fd58513c8ad79fe43ca1b7c1adc4a8b.pdf>
- TYUYÇ (2011). *Türkiye Yükseköğretim Yeterlilikler Çerçevesi (TYUYÇ) Temel Alan Yeterlilikleri Raporu [Turkey Higher Education Qualifications Framework (THEQF)] Öğretmen Yetiştirme ve Eğitim Bilimleri Temel Alan Kodu: 14* (13 Ocak 2011), Ankara. http://www.tyyc.sakarya.edu.tr/raporlar/14_EGITIMBILIMLERI_13_01_2011.pdf
- Ullman, J. B. (2015). Yapısal eşitlik modellemesi (Çev. G. Şekercioğlu). In B. G. Tabachnick and L. S. Fidell (Eds.), *Çok değişkenli istatistiklerin kullanımı* (Çev. Ed. M. Baloğlu) (pp. 681-785). Ankara: Nobel Akademik.

Ek 1. Kişisel-Mesleki Yetkinlikler Algı Ölçeği

YETKİNLİKLER	Tamamen Uyuyor	Çok Uyuyor	Orta Derecede Uyuyor	Az Uyuyor	Hiç Uyuyor
<i>Lütfen aşağıdaki ifadeleri dikkatle okuyup size ne derecede uyduğunu işaretleyiniz.</i>	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)
Bağımsız Çalışabilme-Sorumluluk Alabilme Yetkinliği					
1. Çalışmalarında güçlü yönlerini kullanabilirim.					
2. Çalışmalarında eksiklik gördüğüm yönleri tamamlarım.					
3. Çalışmalarımı bağımsız olarak yürütebilirim.					
4. Çalışmalarımı nasıl sürdüreceğime yönelik gerekli yöntemleri belirleyebilirim.					
Alana Özgü Yetkinliği					
5. Alanımla ilgili ileri düzeydeki bilgi kaynaklarını kullanabilirim.					
6. Alanımla ilgili olay ve olguları bilimsel yöntem ve tekniklerle incelerim.					
7. Alanımla ilgili sorunları analiz ederim.					
8. Alanımla ilgili sorunlara yönelik çözüm önerileri geliştiririm.					
9. Alanıma yönelik yeni fikir ve yöntemler geliştiririm.					
Öğrenme Yetkinliği					
10. Öğrenmemi engelleyen problemlere çözümler üretirim.					
11. Gelişimim için gerekli olan öğrenme etkinliklerinin neler olduğunu bilirim.					
12. Öğrenme sürecinde, öğrenmemi destekleyecek materyalleri belirleyebilirim.					
13. Öğrenme sürecimde bilgiye ulaşma yollarını etkin bir şekilde kullanırım.					
14. Öğrenme sürecinde yeni edindiğim bilgileri, mevcut bilgilerimle ilişkilendiririm.					
İletişim-Sosyal Yetkinliği					
15. Sanatsal ve kültürel etkinliklere katılırım.					
16. Farklı kültürleri tanımaya çalışırım.					
17. Farklı kültürlerdeki sosyal yaşama uyum sağlarım.					
18. Bir yabancı dili, iletişim (temel düzeyde) kurabilecek kadar kullanabilirim.					