













Development of the Individual and Peer Study Skills Scale

Seval Fer^a  Levent Ertuna^b  İbrahim Uysal^c  Melih Derya Gürer^d  Murat Debbag^e 
Fatih Karataş^f  Derya Karadeniz^g  Yasemin Kuzgun^h  Esmâ Gençⁱ  İlker Cırık^j 
Sevilay Yıldız^k  Hülya Pehlivan^l 

^a Prof. Dr., Hacettepe University, Ankara, Türkiye

^b Assist. Prof. Dr., Sakarya University, Sakarya, Türkiye

^{c-d-k} Assoc. Prof. Dr., Bolu Abant İzzet Baysal University, Bolu, Türkiye

^e Assoc. Prof. Dr., Bartın University, Bartın, Türkiye

^f Lecturer Dr., Hacı Bektaş Veli University, Nevşehir, Türkiye

^g Res. Asst., İnönü University, Malatya, Türkiye

^h Phd Student, Hacettepe University, Ankara, Türkiye

ⁱ Assoc. Prof. Dr., Marmara University, Istanbul, Türkiye

^j Prof. Dr., Mimar Sinan Fine Arts University, Istanbul, Türkiye

^l Lecturer Dr., Hacettepe University, Ankara, Türkiye

ABSTRACT

Learners can demonstrate the performance expected of them in study skills individually or with peers. The literature shows that there is no customization of study skills, such as working individually or with peers. Therefore, there is a need for measurement tools that can identify the needs of learners while determining their study skills for both individual and peer activities. This study aims to develop a scale to measure university students' individual and peer study skills. The research was conducted using an exploratory correlational design, and data was collected from two different samples for pilot and validation applications. The pilot and validation application sample comprised 470 and 323 teacher candidates. Item analysis for item validity and exploratory factor analysis (EFA) for construct validity were conducted on the pilot study data. Before the EFA, optimal parallel analysis was used to examine the scale's dimensionality. Confirmatory factor analysis (CFA) was conducted on the validation data to gather evidence for construct validity. The optimal parallel analysis suggested a two-dimensional structure for the scale. As a result of the EFA, a two-dimensional construct with 28 items, consisting of 16 and 12 items in each dimension, explained 58.8% of the variance. The first dimension of the scale was named peer study skills, and the second was named individual study skills. Item analysis revealed that the discrimination of the items in both dimensions was sufficient. The CFA results confirmed the two-factor construct of the scale. The trial and validation studies data showed that the reliability coefficients, considering both dimensions individually and the overall scale, indicated that the scores are reliable.

Article Type
Research

Article Background

Received:

28.03.2024

Accepted:

21.05.2024

Keywords

Individual Study

Skills,

Peer Study Skills,

Scale Development,

Preservice Teacher

To cite this article: Fer, S., Ertuna, L., Uysal, İ., Gürer, M. D., Debbag, M., Karataş, F., Karadeniz, D., Kuzgun, Y., Genç, E., Cırık, İ., Yıldız, S., & Pehlivan, H. (2024). Development of the Individual and Peer Study Skills Scale. *International Journal of Turkish Education Sciences*, 12 (2), 888-924. <https://doi.org/10.46778/goputeb.1460366>

Corresponding Author: Levent Ertuna, e-mail: leventertuna@sakarya.edu.tr

* This study was produced from the project number 122G041 titled "Flexible Instructional Design Model Development Study for Transformed Learning Environments in Higher Education" supported by TÜBİTAK 3005 - Innovative Solutions in Social Sciences and Humanities Research Projects Support Program. This study was presented as an oral presentation titled "Development of The Individual and Peer-Working Skill Scale [Bireysel ve Akranla Çalışma Becerisi Ölçeği'nin Geliştirilmesi]" at the 3rd International Boğaziçi Scientific Research Congress held between January 20-21, 2024, and published in the abstract book of the congress.

Introduction

Until recently, one of the primary functions of educational systems was seen as the provision of information. Today, this notion has evolved in contemporary educational philosophy to focus less on merely increasing the amount of information to be learned and more on developing skills to acquire, apply, and create knowledge. The role of effective study skills in aiding learners through these stages of knowledge is undeniable as they navigate numerous factors within the learning-teaching process. Research indicates that success across all academic fields is generally linked to good study skills (Abid et al., 2023; Motevalli et al., 2021). While some students develop effective study methods independently, the majority do not reach a sufficient level without systematic instruction, repeated practice, or peer collaboration. Indeed, each individual's cognitive structures, learning styles, communication skills, motivations, interests, attitudes, and abilities differ. It is natural for these individual differences to reflect on academic study habits. However, these differences often remain unexplored due to insufficient focus on study skills. Students can realize their latent talents by effectively utilizing their study skills and anticipating how these can benefit them during and after their studies.

Study skills are a set of competencies that enable students to acquire, record, organize, synthesize, recall, and utilize information (Hoover & Patton, 2007). Herber (1969) defined study skills as the process of generating useful/applicable knowledge for learners, noting that this includes reading skills and the application tasks to which these skills can be adapted. Thus, these definitions underscore that the concept is fundamentally based on learning, applying, and producing. The ability of students to transfer what they have learned to new situations can be seen as an indicator of their advanced skills. Study skills are influenced by learners' personal characteristics and other factors affecting learning. However, it should not be forgotten that these skills can be learned and developed over time. In this context, it is expected that teachers will teach and encourage these skills to their students. Teachers who know their students well and analyze them effectively can help address their deficiencies while also seizing opportunities to correctly match knowledge with their students during the process. Students who learn new skills or enhance their existing ones can apply these skills in their independent studies (Entress & Wagner, 2014).

Hattie (2009) proposed that study skills could be categorized into three groups: cognitive, metacognitive, and affective. Cognitive study skills (1) typically include tasks such as note-taking or summarizing. Metacognitive study skills (2) involve self-management techniques like planning and monitoring, as well as awareness of when to use various cognitive strategies. Affective study skills (3) encompass motivation and self-concept. Importantly, Hattie (2009) highlighted that teaching study skills within a program that integrates different contexts and content areas can enhance deep learning. Such educational programs also improve learners' self-regulation abilities (Hofer & Yu, 2016). Furthermore, Hattie et al. (1996) noted that individuals could possess multiple study skills, and the ability to select the most appropriate one for a given subject is facilitated by metacognitive awareness. Indeed, a study strategy effective in one context may not be effective in another.

When reviewing the literature, it is evident that there are relatively few research studies and scale development efforts that focus centrally on study skills. Research articles mainly concentrate on the level of study skills and how they can be enhanced. Dunlosky et al. (2013) found in their extensive study across various grade levels that these skills have positive effects on practice activities and higher-order thinking skills. It has been emphasized that skills in which students are more passive, such as reading, using visuals, summarizing, etc., do not support learning. In other words, the more

study skills are based on active experiences, the more learning efficiency and higher-order thinking skills develop. Hedin and Kann (2019) assessed which study skills students were most interested in, how successful they were in continuing to use these skills, and the effects of these skills. In this context, students participated in a course that included a learning-to-learn introductory module, self-regulated learning, and peer discussions. The research findings showed no significant difference in study skills in the learning-to-learn introductory module, but 78% of the students believed that the course had improved their long-term learning habits, adaptation, and analysis skills. The authors emphasized that such structured courses could contribute to students' range of study skills and, thus, their learning. Howard and Sarbaum (2022) addressed study skills in conjunction with critical thinking and consulted university instructors to develop a module on teaching these two concepts. Wingate (2006) discussed the role of 'study skills' as a component of university students' long-term education, arguing that these skills should not be considered separate from subject content and the learning process. Delphine et al. (2022) collected data using 5-point Likert scale items in a study conducted at the higher education level, integrating findings from two different research efforts. In the scope of study skills, dimensions such as 'time management,' 'note-taking,' 'reading,' 'writing,' 'exam preparation,' and 'test-taking' are included. The study conducted a psychometric analysis aimed at undergraduate students, offering recommendations for addressing gaps in time management and study skills development. Similar research by Shahidi et al. (2014) was presented. In a quantitative study with health sciences students at the university level, it was emphasized that study skills play a crucial role in learning. It is recommended that 'study skills' and 'study habits' courses be formally included in the students' curriculum or implemented as workshops tailored for students. In the same study, a 5-point Likert scale developed by the researchers was used as a data collection tool aimed at identifying study skills. This scale consists of 19 items focused on topics such as 'time management,' 'concentration,' 'note-taking,' 'studying,' and 'taking exams.' Another scale development study related to the topic was conducted by Fazal (2005). Fazal (2005) modified the Study Habits and Attitudes Scale developed by Ansari (1983) and introduced a 40-item 5-point Likert scale. The items cover various topics related to study skills, such as 'time management,' 'reading,' 'memorizing,' 'concentration,' 'perception,' 'note-taking,' 'summarizing,' 'organizing,' and 'writing'. Additionally, Daisy and Radhakrishnan (2018) developed the Study Skills Assessment Scale for adolescents aged 11-13. This 85-item, 5-point Likert scale included dimensions like time management, learning motivation, memory, concentration, association, comprehension, note-taking, exam preparation, textbook reading, consulting teachers, and homework.

Theoretical Background

Based on the foregoing explanations and literature review, it is evident that study skills are crucial for effective learning and the development of higher cognitive abilities. While employing these skills, numerous factors within the learning-teaching processes and study habits are decisive. Integrating these skills into a program, context, or content—whether through active activities or focusing on aspects like time management, note-taking, and concentration—highlights their impact on skills. However, in all discussed situations, learners can individually or collaboratively (in groups) demonstrate the performance expected of them in study skills. Decisions regarding individual or peer study can be made spontaneously just before their studies; however, students who are self-aware and understand themselves can also make these decisions based on past experiences. Research does not typically specialize in individual or peer work regarding study skills. However, detailed studies on individual learning and peer learning/teaching exist. Specific characteristics relevant to these topics could reflect on study skills or be conceptually linked. Individually, factors such as a person's IQ, physical and mental health, motivation, interest in a subject, study habits, and cognitive abilities influence the quality and quantity of learning

(Gholiazdeh, 2001). In peer learning, it is fundamental that students with these individual characteristics work in groups, think, teach each other, and reinforce their knowledge (Tullis & Goldstone, 2020). One student teaching another in a supervised environment can positively affect learning and its retention, as teaching someone else requires a thorough understanding of a concept. Articulating a concept and sharing knowledge with a peer serves to reinforce the acquired information. Additionally, peer activities clearly contribute to social skills and social learning. Peer discussions also support metacognitive processes aimed at detecting and correcting errors in students' mental models. Students are able to formulate better diagnoses for new information and problems (Trouche et al., 2014). The study is also related to two other theories: Social Learning Theory and Constructivism. Albert Bandura emphasized that observation, social interaction, experience, and feedback are significant in shaping individuals' behavior and skills (Bandura, 1977). According to him, skills are not solely explainable by external data; they are also related to individuals' internal characteristics, notably defining self-efficacy as a person's confidence in their skills. There is no doubt that peer activities would provide one of the most ideal environments for this theory. Similarly, the fundamental assumptions of Constructivist Theory, which involve the learner being actively involved, discovering information, interacting with the environment, and engaging in research, problem-solving, and inquiry processes, make individual and peer activities extremely valuable for learning environments. According to Vygotsky (1978), an individual's interaction with their environment and peers activates internal developmental processes, resulting in learning. Detailing this internal process, Piaget (1972) stated that for learning based on interaction to occur, the individual must assimilate the experience and relate it to prior knowledge. If meaning can be attached to the experience, then the experience fits into the existing cognitive structures. As seen while explaining the complex learning mechanism, the importance of both individual and interactive processes is emphasized in these interrelated theories. Therefore, these assumptions should be considered both in creating effective learning environments and in developing activities and tools related to study skills.

Despite differences in application, peer learning environments converge on the common ground of 'interaction' and consistently contribute to learning (Tullis & Goldstone, 2020). Peer activities enhance learners' conceptual skills (Duncan, 2005), increase their engagement levels (Deslauriers et al., 2011; Kooloos et al., 2016), support active learning (Polkowski et al., 2020), and reduce failure rates (Liu & Chen, 2020; Porter et al., 2013). Furthermore, it has been found that these activities positively impact variables known to be crucial for effective learning and its sustainability, such as attitude, motivation (Liu & Chen, 2020), discussion, feedback (Corr g  & Michinov, 2021), and satisfaction (Kooloos et al., 2016). With these characteristics, activities centered on peer learning can be considered an alternative path for educational pedagogy (Utha & Rinzin, 2019). On the other hand, individual learning/study environments enhance learners' higher-order thinking skills, such as creativity, problem-solving, analyzing, critical thinking, and reflective thinking. Working individually to identify a problem or devise solutions contributes significantly to developing reasoning, argumentation, and perspective-building skills (Kopzhassarova et al., 2016). Additionally, the literature indicates that individual learning provides learners with opportunities to choose and define their own goals, decide what, when, and how to learn (time management), monitor their progress, inquire, and evaluate what they have learned (McLinden & Edwards, 2011; Meyer et al., 2008).

Whether based on individual or peer study, pursuing academic success necessitates the application of numerous study methods and strategies designed to accommodate individual learning styles and optimize the assimilation and retention of knowledge. Consequently, as in this research, data

collection tools need to be used to analyze learners' study skills tailored to individual and peer study activities. The purpose of this study is to develop a scale to measure the individual and peer study skills of university students. Knowing which type of study skill a student group is closer to will strengthen instructors during the design and implementation phases. This can also be used to determine whether students will work in groups or individually during in-class and out-of-class activities. Additionally, this scale will allow learners to understand themselves better. By clearly seeing their study habits and inclinations, they can also make their self-assessments. The contribution of the developed scale to the literature includes addressing the need for a valid and reliable scale that specifically examines individual and peer study skills. Particularly at the higher education level, there is a significant gap in terms of developing scales focused on study skills. Furthermore, researchers involved with this topic will be able to obtain the necessary data for in-depth analysis and interpretation, explore relationships with different variables, and make inferences.

Method

Research Design

This study aimed to develop a scale; hence, it utilized the relationships between observable variables, namely the items, to uncover latent traits. According to Creswell (2015), in explanatory correlational designs, participants are not intervened, data is collected at a single time point, and the relationships between variables are explained. Hence, the research design of this study can be considered explanatory correlational.

Population and Sample

The sample for the pilot study consisted of 470 pre-service teachers studying at the Education Faculties of Bartın University, İnönü University, and Sakarya University. As this was a scale development study, no sample selection was made from the population. The sample was ensured to be as diverse as possible in terms of the investigated trait. Accordingly, data was collected from three universities located in the Eastern Anatolia, Black Sea, and Marmara regions. The demographic characteristics of the pre-service teachers in the sample are presented in Table 1.

Table 1

Demographic Characteristics (Pilot Application)

	Category	f	%
Gender	Female	388	82.6
	Male	82	17.4
University	Bartın University	112	23.8
	İnönü University	86	18.3
	Sakarya University	272	57.9
Grade	1st Year	151	32.1
	2nd Year	134	28.5
	3rd Year	112	23.8
	4th Year	73	15.5
Department	Science Education	37	7.9
	Elementary Math Education	39	8.3
	ELT	13	2.8
	Preschool Education	84	17.9
	Special Education	33	7.0
	Counseling and Guidance	97	20.6
	Primary School Teaching	96	20.4
	Social Sciences	45	9.6
	Turkish Teaching	23	4.9
	Other (IT, Music, Art)	2	0.4
Total		470	100.0

Upon examining Table 1, it is evident that 83% of the participants are female ($f=388$) and 17% are male ($f=82$). The age analysis reveals that the average age of the teacher candidates is 20.6 years, with a standard deviation of 2.62, ranging from 18 to 45. Candidates over the age of 25 comprise 4% of the sample ($f=21$). Distribution by university shows that 24% of the participants are from Bartın University ($f=112$), 18% from İnönü University ($f=86$), and 58% from Sakarya University ($f=272$). Class level analysis indicates that 32% of the candidates are in the first year ($f=151$), 28% in the second year ($f=134$), 24% in the third year ($f=112$), and 16% in the fourth year ($f=73$). International teacher candidates make up 4.5% of the sample ($f=21$). The details about the distribution of teacher candidates by department can be seen in Table 1.

The sample for the validation study consisted of 323 pre-service teachers studying at the Education Faculties of Bolu Abant İzzet Baysal University and Hacettepe University. In selecting the sample from the population, maximum variation (heterogeneous) sampling was employed to ensure diversity in terms of the investigated trait. In line with this, data were collected from universities located in the Western Black Sea and Central Anatolia, one of which is a research university. Details regarding the sample for the validation study can be accessed from Table 2.

Table 2

Demographic Characteristics (Validation Application)

	Category	f	%
Gender	Female	258	79.9
	Male	65	20.1
University	Bolu Abant İzzet Baysal University	193	59.8
	Hacettepe University	130	40.2
Department	Science Education	20	6.2
	Physics, Chemistry, Biology	20	6.2
	Elementary Mathematics and Mathematics	21	6.5
	ELT	19	5.9
	Preschool Education	35	10.8
	Counseling and Guidance	67	20.7
	Primary school teaching	33	10.2
	Social Sciences	43	13.3
	Turkish teaching	47	14.6
	Other (German teaching, IT, Music, Visual Arts)	18	5.5
Total		323	100.0

Upon reviewing Table 2, it is observed that 80% of the participants are female (f=258), and 20% are male (f=65). An examination of the ages of the teacher candidates reveals an average age of 20 years, with a standard deviation of 1.78, ranging from 18 to 41 years old. Candidates over the age of 23 comprise 3% of the sample (f=11). The majority of the participants, 98% (f=315), are in their second year of study. Participants from Bolu Abant İzzet Baysal University make up 60% of the sample (f=193), while those from Hacettepe University account for 40.2% (f=130). The details about the distribution of teacher candidates by department can be seen in Table 2.

Data Collection Tools

The data collection tools of the research are the personal information form and the Individual and Peer Study Skills Scale that is planned to be developed. In the personal information form, information regarding the gender, age, class level, department they are studying, and whether they are an international student was obtained from the pre-service teachers.

Individual and Peer Study Skills Scale

The steps proposed by Price (2017) were used in the development of the Individual and Peer Study Skills Scale. According to Price (2017), while developing a scale, it is necessary to:

1. Establish a theoretical framework,
2. Determine the purpose of the test,
3. Identify behaviors and qualities that reflect the structure,
4. Determine the target audience of the test,
5. Define the content of the items,
6. Write the items,
7. Determine the scale application procedures,

8. Conduct a pilot study with a representative sample,
9. Perform factor analysis and item analysis,
10. Review the scale,
11. Conduct validity studies,
12. Set standards, and
13. Create a technical guide.

While structuring the Individual and Peer Study Skills Scale, 42 items were written. The scale, which was presented to 5 subject matter experts for content validity examinations, was arranged by considering the opinions of 5 measurement and evaluation experts. The consensus among the experts was determined through Gwet's AC1 coefficient. Accordingly, Gwet's AC1 coefficient was found to be very good (.90) for subject matter experts and good (.71) for measurement and evaluation experts. Indeed, Gwet's AC1 coefficient in the range of .61-.80 indicates good agreement, and in the range of .81-.00 indicates very good agreement (Altman, 1991; Landis & Koch, 1977). Additionally, content validity was examined using the Lawshe (1975) technique, and some items were corrected while others were removed from the scale. In the version of the scale that underwent the pilot application, there are 12 items aimed at measuring individual study skills and 16 items aimed at measuring peer study skills, totaling 28 items. After the pilot application, factor analysis was performed, and at this stage, no items needed to be removed from the scale. Similarly, the item analysis results did not require the removal of any items from the scale. After completing the pilot study, validity studies were initiated. By performing confirmatory factor analysis and reliability examinations, evidence was provided that the data obtained from the scale were valid and reliable in a new sample.

Data Collection Process

Permission was obtained from the Ethics Committee of Hacettepe University on 21.05.2022 with reference number E-35853172-600-00002203304 to conduct the research. The pilot application was collected online during the 2022-2023 Spring semester, and the validation application was collected online during the 2023-2024 Fall semester. The pilot study was conducted remotely because of the earthquake that affected 11 provinces in Turkey in 2023, which led to the transition to the distance education process.

Data Analysis

The pilot form of the Individual and Peer Study Skills Scale consisted of 28 items and was tested on 470 pre-service teachers. Since the data were collected online, no missing data were encountered. For item validity, corrected item-total correlations were examined, and exploratory factor analysis was performed for construct validity. For reliability, McDonald's omega (McDonald, 1999) and Cronbach's alpha coefficients (within their 95% confidence interval) were calculated for the sub-dimensions, and also stratified alpha and Revelle's omega coefficients were calculated for the entire scale.

Before the exploratory factor analysis, the scale's dimensionality was utilized using optimal parallel analysis (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). Parallel analysis is noted as one of the most accurate methods for determining dimensionality (Velicer et al., 2000). Regarding the assumptions of

exploratory factor analysis, multicollinearity, multivariate outliers, and multivariate normality were examined. Multivariate outliers were examined using Mahalanobis distances, and 46 data points that were significant at the .001 level were excluded from the study. Multicollinearity was analyzed using tolerance and the variance inflation factor (VIF) values; the results showed tolerance values between .35 and .76 and VIF values ranging from 1.32 to 2.89. A tolerance value above 0.10 and a VIF value less than 10 indicate that there is no multicollinearity problem in the data (Kline, 2016). After determining that there was no multicollinearity in the data, multivariate normality was examined using Mardia's kurtosis coefficient (1970). The results indicated that the data were not multivariate normally distributed.

Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) sampling adequacy measure and Bartlett's test of sphericity were used to determine the suitability of the data for exploratory factor analysis. The data was ordinal and not multivariate normal, so the analysis was conducted on a polychoric correlation matrix. Indeed, when the number of categories is five or higher, and the data is normally distributed, treating the data as continuous will not seriously bias parameter estimates, standard errors, and fit indices (Finney & DiStefano, 2013). The unweighted least-squares (ULS) method was used as the estimation method in the exploratory factor analysis. The ULS method is recommended in terms of not requiring the initial estimation of commonalities and multivariate normality, as well as efficient computation (Briggs & MacCallum, 2003; Coughlin, 2013; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). The promin method was used as the rotation method for the scale, which was scored on a 5-point Likert scale (strongly disagree [1], disagree [2], neither agree nor disagree [3], agree [4], strongly agree [5]) and determined to consist of two factors. The reason for choosing promin among the rotation methods is that there is often a relationship between the subscales in the field of educational sciences. Moreover, the promin rotation method not only achieves a solution as good as other methods but also yields good results in complex structures (Lorenzo-Seva, 1999). Corrected item-total correlations and reliability analyses were conducted using JASP 0.17.1 (JASP Team, 2023) software, exploratory factor analysis and dimensionality analysis were performed using Factor 12.02.01 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2022) software, and fit calculations were carried out in R Studio software (RStudio Team, 2021) using the irrCAC package (Gwet, 2019). The reason for using Factor 12.02.01 software for exploratory factor analysis is that it allows for simultaneous optimal parallel analysis with multiple factor extraction methods and different correlation matrices. Additionally, JASP software provides information on how McDonald's omega coefficient would change when items are removed. For these reasons, multiple software programs were used.

The validation study was conducted based on the responses of 323 pre-service teachers to 28 items. Since the data were collected online, no missing data were encountered. Confirmatory factor analysis was performed for construct validity. Regarding the assumptions of confirmatory factor analysis, multicollinearity, multivariate outliers, and multivariate normality were examined. Multivariate outliers were examined using Mahalanobis distances, and 38 data points that were significant at the .001 level were excluded from the study. Multicollinearity was assessed using tolerance and VIF values; results showed tolerance values between .25 and .61 and VIF values ranging from 1.64 to 3.95, indicating no issues with multicollinearity (Kline, 2016). After determining that there was no multicollinearity in the data, multivariate normality was examined using Mardia's kurtosis coefficient (1970). The results indicated that the data were not multivariate normally distributed. Accordingly, confirmatory factor analysis was performed based on the polychoric correlation matrix using the ULS method. The ULS method has been shown to outperform other methods, such as maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS), in a simulation study by Yang-Wallentin et al. (2010). Thus, ULS was used as the estimation method. Reliability was assessed using Cronbach's alpha and McDonald's omega for the scale sub-

dimensions, as well as stratified alpha and Revelle's omega total for the entire scale. Confirmatory factor analysis was performed using Jamovi 2.4.8 software (The Jamovi Project, 2023). Stratified alpha and Revelle's omega total were calculated in R using the sirt (Robitzsch, 2023) and psych (Revelle, 2023) packages.

Findings

Two applications were conducted in the development stage of the Individual and Peer Study Skills Scale: pilot (development) and validation. The validity evidence and reliability analysis results obtained from these applications are presented under two headings.

Findings of Pilot Application

Data were collected from 470 pre-service teachers as part of the scale's pilot application. Regarding the validity of the evidence, exploratory factor analysis was first performed on these data. Within the scope of exploratory factor analysis, the suitability of the data for analysis was examined using the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure of sampling adequacy and Bartlett's test of sphericity. Accordingly, the calculated KMO value (.87) was found to be at a good level, and Bartlett's Test of Sphericity was statistically significant ($\chi^2=5282.5$; $df=378$; $p<.05$) (Garson, 2023; Hair et al., 2019). Prior to exploratory factor analysis, optimal parallel analysis was applied to determine the number of factors in the scale (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). The analysis suggested a two-dimensional structure for the scale.

Following the optimal parallel analysis, exploratory factor analysis was conducted using the polychoric correlation matrix. Within the scope of the analysis, the unweighted least-squares (ULS) method was used as the estimation method, and promax was used as the rotation method, given the emergence of a two-dimensional structure. As a result of the analysis, a two-dimensional scale structure was obtained with a total of 28 items consisting of 16 and 12 items, with a variance explanation rate of 58.8%. After the exploratory factor analysis, the items in the relevant dimensions were examined, and it was observed that the items were grouped in the relevant dimensions as theoretically determined in the scale development stage. Accordingly, the first dimension in the scale was named peer study skills, and the second dimension was named individual study skills. The results of the exploratory factor analysis are presented in Table 3.

Table 3

Exploratory Factor Analysis Results for the Individual and Peer Study Skills Scale

Peer study skills				Individual study skills			
Item No	Factor Loadings	Item No	Factor Loadings	Item No.	Factor Loadings	Item No	Factor Loadings
13	.69	21	.67	1	.77	9	.72
14	.71	22	.63	2	.82	10	.60
15	.69	23	.69	3	.85	11	.64
16	.81	24	.50	4	.84	12	.73
17	.66	25	.82	5	.79		
18	.86	26	.83	6	.86		
19	.71	27	.63	7	.87		
20	.71	28	.66	8	.73		
Eigenvalue:			10.82	Eigenvalue			5.66
Explained Variance (%)			%38.6	Explained Variance (%):			%20.2

According to Table 3, factor loadings for the Peer study skills dimension range between .50 and .86, while for the Individual study skills dimension, they range from .60 to .87. These values indicate that the requirement for factor loadings to be above .40 in factor analysis has been met for all items (Pituch & Stevens, 2016). The peer and individual study skills dimensions explain 38.61% and 20.21% of the variance, respectively. It is generally expected that the explained variance in scales should be at least 50% (Garson, 2023). Considering this value, it can be said that the total explained variance ratio (58.8%) meets this criterion. The correlation value between the two dimensions is .33, indicating a weak correlation between them (Schober et al., 2018).

For the reliability assessment of the two-dimensional structure identified in the exploratory factor analysis, Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients were calculated. Stratified alpha and Revelle's omega total coefficients were examined for the entire scale. All these coefficients and their values within a 95% confidence interval are presented in Table 4.

Table 4

Reliability Results for the Trial Application

Dimension Measure	Value	95% Confidence Interval	
		Lower Bound	Upper Bound
Individual study skills			
Cronbach's Alpha	.93	.91	.94
McDonald's Omega	.93	.92	.94
Peer study skills			
Cronbach's Alpha	.90	.89	.91
McDonald's Omega	.90	.88	.91
Overall Scale			
Stratified Alpha	.91		
Revelle's Omega	.94		

As shown in Table 4, the Cronbach's Alpha and McDonald's Omega values for the dimension of Individual study skills were calculated as .93, and for the dimension of Peer study skills, .90. The overall scale's Stratified Alpha was .91 and Revelle's Omega was .94. These values suggest that both dimensions are highly reliable, with reliability coefficients exceeding the .80 threshold, indicating dependable scores both at the dimension level and for the overall scale (Nájera Catalán, 2019).

Following the exploratory factor analysis of the Individual and Peer Study Skills Scale, item analysis was conducted. This involved calculating corrected item-total correlations, item means, and standard deviations for the 28 items. The changes in Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients when items were removed were also examined. These statistics are sequentially presented in Table 5.

Table 5

Item Statistics and Analysis Results

Individual study skills					Peer study skills						
Item No.	r_{jx}	\bar{X}	SS	if Item Removed		Item No.	r_{jx}	\bar{X}	SS	if Item Removed	
				Cronbach's Alpha	McDonald's Omega					Cronbach's Alpha	McDonald's Omega
1	.68	3.93	.82	.92	.92	13	.60	3.98	.72	.89	.89
2	.68	4.03	.83	.92	.92	14	.53	3.81	.86	.90	.89
3	.73	4.15	.78	.92	.92	15	.57	4.30	.65	.89	.89
4	.68	4.12	.70	.92	.92	16	.67	4.35	.53	.89	.89
5	.72	3.86	.90	.92	.92	17	.57	4.37	.56	.89	.89
6	.76	3.92	.84	.92	.92	18	.72	4.27	.56	.89	.89
7	.77	3.93	.79	.92	.92	19	.56	3.84	.84	.89	.89
8	.67	3.95	.83	.92	.92	20	.59	3.77	.91	.89	.89
9	.69	4.11	.77	.92	.92	21	.58	4.07	.79	.89	.89
10	.57	3.90	.76	.92	.92	22	.52	4.08	.74	.90	.89
11	.59	3.96	.83	.92	.92	23	.57	4.28	.57	.89	.89
12	.68	3.93	.82	.92	.92	24	.40	4.16	.71	.90	.90
						25	.68	4.31	.56	.89	.89
						26	.68	4.36	.53	.89	.89
						27	.55	4.24	.63	.89	.89
						28	.57	4.47	.55	.89	.89

Note: r_{jx} : Item discrimination, \bar{X} : Mean, SS: Standard Deviation

As shown in Table 5, for the Peer study skills dimension, the corrected item-total correlation values range from .57 to .77, item means range from 3.86 to 4.15, and standard deviations range from .70 to .90. For the Individual study skills dimension, the corrected item-total correlation values range from .40 to .68, item mean range from 3.77 to 4.47, and standard deviations range from .53 to .91. A corrected item-total correlation value of .30 and above, which is used in the sense of item discrimination, is considered good in terms of the discrimination of the trait to be measured (Meyers et al., 2016). Therefore, it can be said that the discrimination of the items in both dimensions is sufficient. Finally, Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients did not exceed the specified reliability coefficients when the item was removed for any item.

Findings of Validation Application

Within the scope of the validation application of the Individual and Peer Study Skills Scale, data were obtained from 323 pre-service teachers. The scale's 28-item, two-factor structure, previously established through exploratory factor analysis, was tested using confirmatory factor analysis. This analysis was carried out using the ULS method based on the polychoric correlation matrix. The confirmatory factor analysis confirmed the predefined two-factor structure of the scale. In addition, all items' factor loadings and error variances were statistically significant at the .05 level. Based on these results, it can be said that the construct validity of the data in the validation application was achieved. The standardized factor loadings (λ), t-values, R^2 values, and standardized error variances (δ) obtained from this analysis are presented in Table 6.

Table 6

Confirmatory Factor Analysis Results

Individual study skills					Peer study skills				
Item No.	λ	t	R^2	δ	Item No.	λ	t	R^2	δ
1	.77	27.89	.59	.41	13	.81	30.78	.66	.34
2	.80	29.46	.64	.36	14	.72	23.06	.51	.49
3	.78	31.28	.61	.39	15	.80	26.89	.63	.37
4	.83	32.69	.69	.31	16	.84	36.22	.71	.29
5	.85	38.43	.72	.28	17	.80	31.39	.64	.36
6	.89	45.71	.79	.21	18	.93	49.90	.86	.14
7	.84	37.75	.71	.29	19	.73	27.24	.54	.47
8	.77	28.00	.59	.41	20	.73	23.89	.54	.46
9	.78	25.29	.61	.39	21	.81	35.35	.65	.35
10	.67	19.98	.44	.56	22	.73	24.89	.54	.47
11	.71	22.52	.50	.50	23	.75	24.50	.56	.44
12	.84	36.35	.70	.30	24	.63	17.84	.39	.61
					25	.87	43.44	.76	.24
					26	.87	41.01	.76	.25
					27	.76	26.01	.58	.42
					28	.77	27.61	.59	.41

Note. λ Standardized factor loading, t: t-value, δ : Standardized error variance.

According to Table 6, the standardized factor loadings for the individual study skills items range from .67 to .89, and for the peer study skills items, from .63 to .93. Standardized factor loadings are expected to be at least .50 and above in confirmatory factor analysis (Hair et al., 2019). Accordingly, all items in the scale meet this requirement for the dimension they are in. When the R^2 values were examined, it was seen that this value was in the range of .44-.79 for Individual Study Skills and .39-.86 for Peer Study Skills.

In order to evaluate the results of the confirmatory factor analysis, fit indices were calculated, and these values are presented in Table 7.

Table 7

Model Fit Indices

	χ^2	sd	χ^2/sd	TLI	CFI	PNFI	RMSEA	SRMR
Model	834.25	349	2.39	.98	.98	.89	.07	.08

Examining the fit indices in Table 7, the χ^2/df value is 2.39, the TLI and CFI values are .98, the PNFI value is .89, the RMSEA value is .07 95%CI[.06-.07], and the SRMR value is .08. These values indicate a good model fit, as the χ^2/df value is less than 5, the TLI and CFI values are greater than .95, the PNFI value is greater than .50, the RMSEA value is less than .08, and the SRMR value is less than .08 (Byrne, 2016; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016; West et al., 2012). Comparing these values with these thresholds, it can be stated that the two-dimensional structure exhibits a good model fit. Additionally, the Average Variance Extracted (AVE; Fornell & Larcker, 1981) was calculated as evidence of construct validity, yielding values of .63 for Individual Study Skills and .62 for Peer Study Skills. These values are expected to be above .50 for the respective construct (Hair et al., 2019), indicating evidence of construct validity for the dimensions of the scale.

For the reliability analysis of the data obtained in the Individual and Peer Study Skills Scale validation study, Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients were calculated. Furthermore, the stratified alpha and Revelle's omega total coefficients were examined for the entire scale. All these coefficients and their values within a 95% confidence interval are presented in Table 8.

Table 8

Reliability Results for the Validation Application

Dimension Measure	Value	95% Confidence Interval	
		Lower Bound	Upper Bound
Individual study skills			
Cronbach's Alpha	.94	.92	.95
McDonald's Omega	.94	.93	.95
Peer study skills			
Cronbach's Alpha	.94	.93	.95
McDonald's Omega	.94	.93	.95
Overall Scale			
Stratified Alpha	.95		
Revelle's Omega	.96		

As can be seen in Table 8, Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients were calculated as .94 for Individual Study Skills and .94 for Peer Study Skills. The stratified alpha and Revelle omega total coefficients were calculated for the entire scale as .95 and .96, respectively. In terms of internal consistency, these coefficients exceeded the value of .80, indicating that the scores of dimensions and the entire scale (considering the dimensions are analyzed) are reliable (Nájera Catalán, 2019).

Discussion

Following the establishment of a theoretical framework and objectives for the Individual and Peer Study Skills Scale, a pool of 42 items was created by subject matter experts. These items were then reviewed by five subject matter and five measurement and evaluation experts using the Lawshe technique, which led to removing some items and modifying others. This process revealed very good agreement among content area experts and good agreement among measurement and evaluation experts. Following expert review, the scale was reduced to 28 items and was administered to 470 teacher candidates using a 5-point Likert scale (1 = strongly disagree, 2 = disagree, 3 = neither agree nor disagree, 4 = agree, 5 = strongly agree). Exploratory factor analysis conducted with the collected data resulted in a two-factor structure explaining 59% of the variance, with a weak correlation between the two factors. These factors were named Peer Study Skills and Individual Study Skills. Peer Study Skills, comprising 16 items, accounted for 39% of the variance, while Individual Study Skills, comprising 12 items, explained 20% of the variance. In the pilot study, reliability scores for the Peer Study Skills sub-scale showed Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients at .90, and for the Individual Study Skills sub-scale at .93, with the whole scale showing stratified alpha and Revelle's omega total coefficients at .91 and .94, respectively. Item analysis (corrected item-total correlations, changes in McDonald's omega, and Cronbach's alpha coefficients when items were removed) indicated that no items needed to be removed from the scale. Data collected from 323 teacher candidates were used to confirm the scale's construct validity through confirmatory factor analysis. The confirmatory factor analysis results demonstrated that all items were sufficiently loaded under the determined structure and that the model fit was achieved. In the validation study, reliability scores for the Peer Study Skills and Individual Study Skills sub-

scales showed Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients at .94, with the whole scale showing stratified alpha and Revelle's omega total coefficients at .95 and .96, respectively. These aspects confirm that the scores obtained from the 28-item Individual and Peer Study Skills Scale are both valid and reliable (Appendix). The scale scores individual study skills and peer study skills dimensions separately, and the total score is not calculated.

In future studies, the scale can be used as a two-dimensional scale with dimension scores, or research can be conducted using only one of the scale's dimensions. When the sub-dimensions of the scale are analyzed separately through exploratory factor analysis, they demonstrate a sufficient level of explained variance (peer study skills: 54%, individual study skills: 63%) and factor loadings (peer study skills: .54 [item 24]-.86 [item 18], individual study skills: .65 [item 10]-.86 [item 7]). Furthermore, when the sub-dimensions are included separately in confirmatory factor analysis during the validation study, the fit indices show good model fit (peer study skills: χ^2/df value 1.94, TLI and CFI values .99, PNFI value .86, RMSEA value .05 95%CI [.04-.06], SRMR value .07; individual study skills: χ^2/df value 2.19, TLI and CFI values .99, PNFI value .81, RMSEA value .06 95%CI [.05-.08], SRMR value .07). The factor loadings for the items (peer study skills: .63 [item 12]-.91 [item 6], individual study skills: .64 [item 10]-.90 [item 6]) were found to be adequate and significant ($p < 0.001$). Thus, the dimensions of the scale are distinct from each other.

While one school of thought believes that students working in groups can enhance their problem-solving abilities and better understand the study material (Cooper & Mueck, 1990), another contends that individual study is more efficient than group work and that students learn more when studying alone, able to devote suitable time and concentration to their studies (Bosworth, 1994). Traditional learning approaches discuss the importance of individual learning, while learning approaches that focus on creating and adapting knowledge emphasize the significance of both individual and peer learning. Indeed, the way students prepare themselves during individual study can affect the quality of group work (van den Hurk et al., 1999).

This study introduced and validated a two-factor scale of study skills that has shown consistency across different student populations. Additionally, as previously observed, each study skill manifested at different rates across samples (Kamp et al., 2012). These findings support Dunlosky et al. (2013) arguments that different types of study skills exist, and each type may have different prerequisites. Peer learning involves interacting with others and collaboratively solving problems. In peer learning contexts, group interests are prioritized, and those proficient in these skills may value others' opinions even if they disagree (Tullis & Goldstone, 2020). On the other hand, individual study requires self-discipline, motivation, and goal-setting skills. Moreover, individuals with high individual study skills can produce outcomes independently, resolve challenges independently, and effectively plan their study processes (McLinden & Edwards, 2011; Meyer et al., 2008). This scale effectively reveals and validates individual and peer study skills in line with these characteristics.

Conclusion and Recommendations

It is seen that there is sufficient evidence regarding the validity of the developed Individual and Peer Study Skills Scale, and the reliability values of the scores obtained from the scale are high. A limitation of this study is that the pilot and validation of the scale were conducted on preservice teachers. The scale can be applied to different groups to reassess its validity and reliability. Working with the study's current factor structure can help researchers effectively investigate each study skill so that educational institutions and stakeholders can develop appropriate policies and practices to address each form of study skill. Furthermore, the relationships between individual and peer study skills and various variables in different learning environments can be examined. On the other hand,

learners' skills can be determined using this scale, and based on the results, the details of their educational situations can be planned. Methods to be used according to the student group's individual or peer study tendencies can be determined; group work activities can be diversified, or emphasis can be placed on individual activities. Accordingly, tools and learning materials to be used can be selected based on these results. Just as within the classroom, study skills outside the classroom, homework, and assignments can be updated in this direction. Such planning is applicable to face-to-face, online, or hybrid learning environments. Therefore, data on individual and peer study skills can be utilized by instructors to understand the student group and create more effective learning and teaching environments.

Ethics Committee Approval: Hacettepe University Ethics Boards and Commissions, Decision Date: 24.05.2022, Issue No: E-35853172-600-00002203304.

Bolu Abant İzzet Baysal University Human Research Ethics Committee in Social Sciences, Meeting No: 2022/06, Decision Date: 27.05.2022, Protocol No: 2022/233













Author Contributions: Seval FER: Project Management, Research Design, Article Writing, Review
Levent ERTUNA: Data Collection, Methodology, Analysis, Methods and Findings, Review
İbrahim UYSAL: Data Collection, Methodology, Analysis, Methods and Findings, Review
Melih Derya GÜNER: Data Collection, Discussion, Review
Murat DEBBAĞ: Theoretical Framework and Literature, Data Collection, Discussion,
Fatih KARATAŞ: Research Design, Article Writing
Derya KARADENİZ: Item Writing, Data Collection
Yasemin KUZGUN: Item Writing, Data Collection
Esmâ GENÇ: Research Design, Review
İlker CİRİK: Research Design, Review
Sevilay YILDIZ: Research Design, Data Collection
Hülya PEHLİVAN: Data Collection

Acknowledgements: This study was produced from the project number 122G041 titled "Flexible Instructional Design Model Development Study for Transformed Learning Environments in Higher Education" supported by TÜBİTAK 3005 - Innovative Solutions in Social Sciences and Humanities Research Projects Support Program. We would like to thank TÜBİTAK for their support.

Declaration of Generative AI and AI-assisted Technologies in the Writing Process: While preparing the English version of this research, generative AI tools were used with caution to improve language and readability. The authors used ChatGPT and DeepL (AI tools) for language translation from Turkish to English and text reduction. After using these AI tools, the authors reviewed and edited the content as necessary and took full responsibility for the publication's content.

Conflict of Interest: Authors declare that they have no conflict of interest.

Bireysel ve Akranla Çalışma Becerisi Ölçeğinin Geliştirilmesi

Seval Fer^a  Levent Ertuna^b  İbrahim Uysal^c  Melih Derya Gürer^d  Murat Debbâğ^e 
Fatih Karataş^f  Derya Karadeniz^g  Yasemin Kuzgun^h  Esmâ Gençⁱ  İlker Cırık^j 
Sevilay Yıldız^k  Hülya Pehlivan^l 

^a Prof. Dr., Hacettepe Üniversitesi, Ankara, Türkiye

^b Dr. Öğr. Üyesi., Sakarya Üniversitesi, Sakarya, Türkiye

^{c-d-k} Doç. Dr., Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi, Bolu, Türkiye

^e Doç. Dr., Bartın Üniversitesi, Bartın, Türkiye

^f Öğr. Gör. Dr., Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Nevşehir, Türkiye

^g Arş. Gör., İnönü Üniversitesi, Malatya, Türkiye

^h Doktora Öğrencisi, Hacettepe Üniversitesi, Ankara, Türkiye

ⁱ Doç. Dr., Marmara Üniversitesi, İstanbul, Türkiye

^j Prof. Dr., Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi, İstanbul, Türkiye

^l Öğr. Gör. Dr., Hacettepe Üniversitesi, Ankara, Türkiye

ÖZET

Öğrenenler, çalışma becerilerinde kendilerinden beklenen performansı bireysel veya akranlarıyla ortaya koyabilirler. Literatürdeki araştırmalarda çalışma becerilerine ilişkin bireysel veya akranla çalışma gibi bir özelleştirmeye gidilmediği görülmektedir. Bundan dolayı öğrenenlerin çalışma becerileri belirlenirken bireysel ve akranla çalışma etkinliklerine yönelik öğrenen ihtiyacını belirleyebilecek veri toplama araçlarına ihtiyaç vardır. Bu kapsamda çalışmanın amacı üniversite öğrencilerinin bireysel ve akranla çalışma becerilerini ölçmek amacıyla bir ölçek geliştirmektir. Açımlayıcı ilişkisel desende gerçekleştirilen araştırma kapsamında deneme ve geçerleme uygulamaları için iki farklı örneklemden veri toplanmıştır. Deneme uygulamasının örneklemini 470, geçerleme çalışmasının örneklemini 323 öğretmen adayı oluşturmuştur. Deneme uygulaması verileri üzerinde madde geçerliğine yönelik olarak madde analizi, yapı geçerliği için açımlayıcı faktör analizi (AFA) gerçekleştirilmiştir. Açımlayıcı faktör analizi öncesinde optimal paralel analiz kullanılarak ölçeğin boyutluluğu incelenmiştir. Geçerleme uygulaması verileri üzerinde doğrulayıcı faktör analizi (DFA) gerçekleştirilerek yapı geçerliğine yönelik kanıt toplanmıştır. Optimal paralel analiz sonucunda ölçek için iki boyutlu yapı önerilmiştir. AFA sonucunda 16 ve 12 maddeden oluşan toplamda 28 madde ile %58,8'lik varyans açıklama oranına sahip iki boyutlu bir ölçek yapısı elde edilmiştir. Ölçekteki birinci boyut akranla çalışma becerileri, ikinci boyut ise bireysel çalışma becerileri olarak isimlendirilmiştir. Madde analizi sonucunda her iki boyuttaki maddelerin ayrırlılığının yeterli düzeyde olduğu belirlenmiştir. DFA sonucunda ölçeğin belirlenen iki faktörlü yapısı doğrulanmıştır. Hem deneme hem geçerleme uygulaması verileri üzerinden elde edilen güvenilirlik katsayıları incelendiğinde hem boyutlar hem de boyutlar dikkate alınarak ölçeğin bütünü incelendiğinde puanların güvenilir olduğu görülmüştür.

MAKALE BİLGİSİ

Makale Türü
Araştırma

Makale Geçmişi
Gönderim tarihi:
28.03.2024
Kabul tarihi:
21.05.2024

Anahtar Kelimeler
Bireysel Çalışma
Becerisi,
Akranla Çalışma
Becerisi,
Ölçek Geliştirme,
Öğretmen Adayı

Atf Bilgisi: Fer, S., Ertuna, L., Uysal, İ., Gürer, M. D., Debbâğ, M., Karataş, F., Karadeniz, D., Kuzgun, Y., Genç, E., Cırık, İ., Yıldız, S., ve Pehlivan, H. (2024). Bireysel ve Akranla Çalışma Becerisi Ölçeğinin geliştirilmesi. *Uluslararası Türk Eğitim Bilimleri Dergisi*, 12 (2), 888-924. <https://doi.org/10.46778/goputeb.1460366>

Sorumlu Yazar: Levent Ertuna, e-mail: leventertuna@sakarya.edu.tr

* Bu çalışma, TÜBİTAK 3005 - Sosyal ve Beşeri Bilimlerde Yenilikçi Çözümler Araştırma Projeleri Destekleme Programı tarafından desteklenen "Yükseköğretimde Dönüştürülmüş Öğrenme Ortamları için Esnek Öğretim Tasarımı Modeli Geliştirme Çalışması" başlıklı 122G041 nolu projeden üretilmiştir. Bu çalışma 20-21 Ocak 2024 tarihleri arasında düzenlenen 3. Uluslararası Boğaziçi Bilimsel Çalışmalar kongresinde "Bireysel ve Akranla Çalışma Becerisi Ölçeği'nin Geliştirilmesi [Development of The Individual and Peer-Working Skill Scale]" başlığı ile sözlü bildiri olarak sunulmuş ve kongrenin bildiri özet kitabında basılmıştır.

Giriş

Yakın geçmişe kadar eğitim sistemlerinin temel işlevlerinden birisi olarak kabul edilen bilgilendirme, bugünün eğitim anlayışınca bir adım daha ileriye taşınarak, öğrenilmesi gereken bilgi miktarının artırılmasından ziyade bilgiyi edinme, bilgiyi uygulama ve bilgiyi oluşturma yeteneklerine dönüşmeye başlamıştır. Öğrenenlerin bilgiye ilişkin bu evrelerden geçmesinde öğrenme-öğretme sürecindeki çok sayıdaki faktörle birlikte şüphesiz ki etkili çalışma becerilerinin payı yadsınamaz. Araştırmalar, tüm akademik alanlardaki başarının genellikle iyi çalışma becerileriyle bağlantılı olduğunu göstermektedir (Abid ve diğerleri, 2023; Motevalli ve diğerleri, 2021). Bazı öğrenciler kendi başarılarına etkili çalışma yöntemleri geliştirirken, öğrencilerin çoğunluğu sistematik öğretim, tekrarlanan uygulamalar veya akranlarıyla yapılan çalışmalar olmadan bu anlamda yeterli seviyeye gelmemektedir. Nitekim her bireyin bilişsel yapıları, öğrenme stilleri, iletişim becerileri, motivasyonları, ilgileri, tutumları ve yetenekleri birbirinden farklıdır. Söz konusu bu bireysel farklılıkların akademik çalışma alışkanlıklarına da yansımaları oldukça doğaldır. Ancak çoğu zaman çalışma becerileri üzerinde yeterince durulmadığı için öğrenciler arasındaki bu farklılıklar da keşfedilmemiş olur. Öğrenciler, çalışma becerilerini etkili bir şekilde kullanarak gizli yeteneklerinin farkına varabilir ve bunların çalışmalarını sırasında ve sonrasında kendilerine ne kadar fayda sağlayabileceğini öngörebilirler.

Çalışma becerileri, öğrencilerin bilgiyi edinmesine, kaydetmesine, organize etmesine, sentezlemesine, hatırlamasına ve kullanmasına olanak sağlayan bir dizi yeterliliktir (Hoover ve Patton, 2007). Herber (1969) ise çalışma becerilerini öğrenenler için faydalı/kullanılabilir bilgi üretme süreci olarak tanımlamış ve bu kapsamda okuma becerileri ile bu becerilerin uyarlanabileceği uygulama görevlerinin yer aldığını belirtmiştir. Dolayısıyla söz konusu tanımlamalarda kavramın; öğrenme, uygulama ve üretme temeline dayandırıldığı görülmektedir. Öğrencilerin öğrendiklerini yeni durumlara aktarabilmeleri, bu becerilerinin gelişmiş olduğunun göstergelerinden birisi olarak kabul edilebilir. Çalışma becerileri öğrenenlerin kişisel özellikleri ve öğrenme üzerindeki diğer faktörlerden etkilenmektedir. Ancak bununla birlikte bu becerilerin zamanla öğrenilebilir veya geliştirilebilir olduğu da unutulmamalıdır. Bu doğrultuda öğretmenlerin çalışma becerilerini öğrencilerine öğretmeleri ve onları teşvik etmeleri beklenebilir. Öğrencilerini tanıyan ve iyi analiz eden öğretmenler onların eksiklerini gidermesinde yardımcı olurken; süreç içerisinde bilgiyi öğrencileriyle doğru şekilde buluşturabilme fırsatı da yakalamış olurlar. Yeni beceriler öğrenen veya becerilerini geliştiren öğrenciler bağımsız çalışmalarında öğrendikleri becerileri pratiğe dökebilirler (Entress ve Wagner, 2014).

Hattie (2009) çalışma becerilerinin bilişsel, üstbilişsel ve duygusal olmak üzere üç kategoriye ayrılabilceğini öne sürmüştür: Bilişsel çalışma becerileri (1), genellikle not alma veya özetleme gibi görevleri içermektedir. Üstbilişsel çalışma becerileri (2), planlama ve izleme gibi öz yönetimin yanı sıra çeşitli bilişsel stratejilerin ne zaman kullanılacağına farkına varmayı da kapsamaktadır. Duygusal çalışma becerileri (3) ise motivasyonu ve benlik kavramını içermektedir. Önemli olarak Hattie (2009) yukarıdaki bilgileri destekler nitelikte, çalışma becerilerinin farklı bağlamlarda, farklı içerik alanlarıyla birlikte bir program dâhilinde öğretilmesinin derin öğrenmeyi geliştirebileceğini vurgulamaktadır. Söz konusu öğrenmeyi öğrenme programları aynı zamanda öğrenenlerin öz düzenleme yeteneklerini de geliştirmektedir (Hofer ve Yu, 2016). Diğer taraftan Hattie ve diğerleri (1996), bireylerin birden fazla çalışma becerisine sahip olabileceğini ve bir konuya uygun olanı seçebilenin de üstbilişsel farkındalıkları ile mümkün olduğunu belirtmişlerdir. Nitekim bir konuda etkili olan bir çalışma stratejisi farklı bir konuda etkili olmayabilmektedir.

Literatür incelendiğinde, çalışma becerileri kavramını merkeze alan nispeten sınırlı sayıda araştırma ve ölçek geliştirme çalışması olduğu görülmektedir. Araştırma makalelerinde ağırlıklı olarak çalışma becerilerinin ne düzeyde olduğu ve nasıl kazandırılabilmesine yoğunlaşıldığı görülmektedir. Dunlosky ve diğerleri (2013) tarafından çeşitli sınıf düzeylerinde gerçekleştirilen kapsamlı çalışmada, söz konusu becerilerin uygulama yapma ve üst düzey düşünme becerileri üzerinde olumlu etkileri olduğu görülmüştür. Sadece okuma, görsel kullanımı, özetleme vb. şekilde öğrencilerin daha pasif olduğu becerilerin öğrenmeyi desteklemediği vurgulanmıştır. Başka bir deyişle, çalışma becerileri ne kadar aktif deneyimler üzerine kurulursa öğrenme yeterliliği ve üst düzey düşünme becerileri o ölçüde gelişmektedir. Hedin ve Kann (2019) çalışmalarında öğrencilerin en çok hangi çalışma becerileriyle ilgilendiklerini, bu becerileri kullanmaya devam etmede ne kadar başarılı olduklarını ve becerilerin hangi etkilere sahip olduğunu değerlendirmiştir. Bu kapsamda öğrenciler çalışma becerilerine yönelik olmak üzere; öğrenmeyi öğrenme giriş modülü ile öz düzenlemeli öğrenme ve akran tartışmalarını içeren bir kursa katılmışlardır. Araştırma bulgularında, öğrenmeyi öğrenme giriş modülünde çalışma becerileri açısından anlamlı bir farka rastlanmazken, öğrencilerin %78'inin uzun vadede kursun öğrenme alışkanlıklarını, uyarılma ve analiz etme yeteneklerini geliştirdiğine inandığı sonucuna varılmıştır. Yazarlar, bu gibi planlı kursların öğrencilerin çalışma becerileri yelpazesine ve dolayısıyla öğrenmelerine katkı getirebileceğini vurgulamıştır. Howard ve Sarbaum (2022) çalışma becerilerini eleştirel düşünmeyle bir arada ele almış ve bu iki kavramın öğretime ilişkin bir modül geliştirmek üzere üniversite öğretmenlerinin görüşlerine başvurmuştur. Wingate (2006) üniversite öğrencilerinin uzun süreli eğitimlerinin bir bileşeni olarak 'çalışma becerilerinin' rolünü tartıştığı çalışmada, söz konusu becerilerin konu içeriği ve öğrenme sürecinden ayrı düşünülmemesi gerektiğini ana argüman olarak ortaya koymuştur. Delphine ve diğerleri (2022) tarafından yine yükseköğretim düzeyinde yapılan çalışmada, iki farklı araştırmanın 5'li Likert tipindeki maddeleri kullanılarak veri toplanmıştır. Beceriler kapsamında; 'zaman yönetimi', 'not alma', 'okuma', 'yazma', 'sınava hazırlık' ve 'test çözme' boyutları yer almaktadır. Çalışmada lisans öğrencilerine yönelik psikometrik bir analiz yapılmış, zaman yönetimi ve çalışma becerilerini geliştirmedeki eksiklere yönelik tavsiyelerde bulunulmuştur. Benzer bir araştırma da Shahidi ve diğerleri (2014) tarafından ortaya konmuştur. Üniversite düzeyinde sağlık bilimleri öğrencileriyle yapılan nicel çalışmada; çalışma becerilerinin öğrenmedeki önemli rolünün altı çizilerek, 'çalışma becerileri' ve 'çalışma alışkanlıkları' derslerinin resmi olarak öğrencilerin müfredatına dahil edilmesi veya öğrencilere yönelik atölye çalışmaları olarak uygulanması önerilmektedir. Aynı çalışmada veri toplama aracı olarak araştırmacılar tarafından geliştirilen ve çalışma becerilerini belirlemeyi amaçlayan 5'li Likert tipi ölçek kullanılmıştır. Ölçek; 'zaman yönetimi', 'konsantrasyon', 'ders notu alma', 'çalışma' ve 'sınavlara girme' gibi konulara yönelik 19 maddeden oluşmaktadır. Konuya ilişkin bir başka ölçek geliştirme çalışması ise Fazal (2005) tarafından yapılmıştır. Fazal (2005), Ansari (1983) tarafından geliştirilen Çalışma Alışkanlıkları ve Tutumları Ölçeği'ni değiştirerek 40 maddelik 5'li Likert tipi ölçeği ortaya koymuştur. Maddeler; 'zaman yönetimi', 'okuma', 'ezberleme', 'konsantrasyon', 'algılama', 'not alma', 'özetleme', 'organize etme', 'yazma' gibi çalışma becerilerine yönelik çeşitli konuları içermektedir. Daisy ve Radhakrishnan (2018) ise 11-13 yaşları arasındaki ergenlere yönelik Çalışma Becerileri Değerlendirme Ölçeği geliştirmiştir. 85 maddeden oluşan 5'li Likert tipindeki ölçekte; zaman yönetimi, öğrenme motivasyonu, hafıza, konsantrasyon, ilişkilendirme, kavrama, not alma, sınavlara hazırlanma, ders kitabı okuma, öğretmenlere danışma ve ev ödevleri olmak üzere 11 boyut yer almıştır.

Teorik Arka Plan

Yukarıdaki açıklamalar ve literatür taraması ışığında çalışma becerileri kavramının etkili öğrenme ve üst düzey bilişsel becerileri geliştirmede önemli olduğu görülmektedir. Bu beceriler işe

koşulurken, hem öğrenme öğretme sürecindeki hem de çalışma alışkanlıklarındaki birçok faktör belirleyici olmaktadır. Bir program, bağlam veya içerik kapsamında bu becerilere yer verilmesi, aktif etkinliklere dayandırılması ya da zaman yönetimi, not alma, konsantrasyon vb. hususların beceriler üzerindeki etkisi ön plana çıkmaktadır. Ancak sözü edilen tüm durumlarda öğrenenler, çalışma becerilerinde kendilerinden beklenen performansı bireysel veya akranlarıyla (grup halinde) ortaya koyabilirler. Bireysel veya akranlarıyla çalışmaya ilişkin kararlarını çalışmalarından hemen önce spontane olarak verebilecekleri gibi, kendilerini tanıyan, öz farkındalıkları olan öğrenciler geçmiş deneyimlerini dikkate alarak da verebilmektedir. Literatürdeki araştırmalarda çalışma becerilerine ilişkin bireysel veya akranla çalışma gibi bir özelleştirmeye gidilmediği görülmektedir. Fakat bireysel öğrenme ve akranla öğrenme/öğretim konularını elbette ki detaylıca ele alan çalışmalar mevcuttur. Nitekim bu konulara yönelik spesifik özellikler çalışma becerilerine de yansiyabilir veya kavramsal altyapı olarak ilişkilendirilebilir. Bireysel olarak; kişinin zekâ katsayısı, fiziksel ve zihinsel sağlığı, motivasyonu, bir konuya ilgisi, çalışma alışkanlıkları ve bilişsel yetenekleri öğrenmenin niteliği ve niceliğini etkileyen faktörlerdendir (Gholiazdeh, 2001). Akranla öğrenmede ise, bu bireysel özelliklere sahip öğrencilerin grup halinde çalışarak, düşünerek, birbirlerine öğretmeleri ve bilgilerini pekiştirmeleri esastır (Tullis ve Goldstone, 2020). Bir öğrencinin denetimli bir ortamda diğerine bilgi vermesi, öğrenmeyi ve öğrenmedeki kalıcılığı olumlu yönde etkileyebilir. Çünkü bir başkasına öğretebilmek için önce kişinin bir kavramı tam olarak anlaması gerekir. Bir kavramı sözelleştirmek ve bilgiyi bir akranla paylaşmak, kazanılan bilginin pekiştirilmesine hizmet etmektedir. İlaveten, akranlarla yapılan çalışmaların sosyal becerilere ve sosyal öğrenmeye de katkıları açıktır. Ayrıca akran tartışması, öğrencilerin zihinsel modellerindeki hataları tespit etme ve düzeltmeye yönelik üstbilişsel süreçlerini desteklemektedir. Öğrenciler birlikte yeni bilgi ve probleme yönelik daha iyi teşhisler oluşturabilmektedirler (Trouche ve diğerleri, 2014). Çalışmanın ilişkili olduğu diğer iki kuram ise Sosyal Öğrenme Kuramı ve Yapılandırmacılık Kuramı'dır. Albert Bandura, bireylerin davranış ve becerilerinin şekillenmesinde gözlem, sosyal etkileşim, deneyimleme ve geribildirim gibi süreçlerin etkili olduğunu belirtmektedir (Bandura, 1977). Ona göre beceriler yalnızca dışsal verilerle açıklanamaz, bireylerin içsel özellikleriyle de ilgilidir. Nitekim öz-yeterlik kavramını kişinin kendi becerilerine güveni olarak tanımlamaktadır. Bu noktada akranla yapılacak çalışmaların bu kuram için en ideal ortamlardan birisini oluşturacağı şüphesizdir. Benzer şekilde Yapılandırmacı Kuram'ın temel varsayımları olan; öğrenenin bizzat dahil olduğu, bilgiyi kendisinin keşfettiği, çevresiyle etkileşim kurduğu, araştırma-problem çözme ve sorgulama gibi süreçlerin işe koşulduğu öğrenme ortamları için bireysel ve akranla yapılan çalışmalar oldukça değerli olacaktır. Vygotsky'ye göre (1978) bireyin çevresi ve akranlarıyla iletişime geçmesi içsel gelişim süreçlerini harekete geçirir ve bu durum öğrenmeyle sonuçlanır. Bu içsel süreci detaylandıran Piaget (1972), etkileşime dayalı bir öğrenmenin gerçekleşmesi için, birey tarafından yaşantının özümsemesi ve önceki bilgilerle ilişkilendirilmesi gerektiğini belirtmiştir. Eğer deneyime bir anlam yüklenebilirse o zaman deneyim mevcut bilişsel yapılara uymaktadır. Görüldüğü üzere karmaşık öğrenme mekanizmasını açıklarken birbirleriyle iç içe olarak düşünülebilecek bu kuramlarda, hem bireysel hem etkileşime dayalı süreçlerin önemi vurgulanmaktadır. Dolayısıyla hem etkili öğrenme ortamlarının oluşturulmasında hem de çalışma becerilerine yönelik etkinlik ve araçların geliştirilmesinde bu varsayımlar dikkate alınmalıdır.

Uygulamadaki çeşitli farklılıklara rağmen akranla öğrenme ortamları 'etkileşim' paydasında birleşmektedir ve sürekli olarak öğrenmeye katkı sağlamaktadır (Tullis ve Goldstone, 2020). Akran etkinlikleri, öğrenenlerin kavramsal becerilerini geliştirirken (Duncan, 2005), katılım düzeylerini artırmakta (Deslauriers ve diğerleri, 2011; Kooloos ve diğerleri, 2016), aktif öğrenmeyi desteklemekte (Polkowski ve diğerleri, 2020) başarısızlık oranlarını ise azaltmaktadır (Liu ve Chen, 2020; Porter ve diğerleri, 2013). Diğer taraftan etkili öğrenmenin sağlanması ve sürekliliği noktasında önemi bilinen tutum, motivasyon (Liu ve Chen, 2020), tartışma-dönüt alma (Corr ge ve

Michinov, 2021) ve memnuniyet (Kooloos ve diğerleri, 2016) gibi değişkenler üzerinde olumlu etkileri olduğu saptanmıştır. Bu özellikleriyle akran öğrenmesi odağında gerçekleştirilen etkinlikler eğitim pedagojisi için alternatif bir yol olarak düşünülebilir (Utha ve Rinzin, 2019). Bireysel öğrenme/çalışma ortamları ise öğrenenlerin yaratıcılık, problem çözme, analiz etme, eleştirel düşünme, yansıtıcı düşünme gibi üst düzey düşünme becerilerini geliştirmektedir. Bir problemi belirlemek veya çözümüne yönelik bireysel olarak çalışmak; akıl yürütme, savunma ve kendi bakış açısını geliştirme becerilerine önemli katkılar sağlamaktadır (Kopzhassarova ve diğerleri, 2016). Buna ilaveten literatürdeki çalışmalar bireysel öğrenmenin öğrenenlere; kendi hedeflerini seçme-belirleme, neyi, ne zaman, nasıl öğreneceğine karar verme (zaman yönetimi), kendi ilerlemesini izleme, sorgulama, öğrendiklerini değerlendirme gibi hususlarda fırsatlar verdiğini belirtmektedir (McLinden ve Edwards, 2011; Meyer ve diğerleri, 2008).

İster bireysel ister akranla çalışmalara dayalı olsun, akademik başarının peşinde koşmak, bireysel öğrenme stillerine uyacak ve bilginin özümsemesini ve akılda tutulmasını optimize edecek şekilde tasarlanmış sayısız çalışma yöntemi ve çalışma stratejisinin uygulanmasını gerektirir. Dolayısıyla bu araştırmada olduğu gibi öğrenenlerin çalışma becerileri belirlenirken bireysel ve akranla çalışma etkinliklerine yönelik öğrenen analizi yapılabilecek veri toplama araçlarına ihtiyaç vardır. Bu kapsamda çalışmanın amacı üniversite öğrencilerinin bireysel ve akranla çalışma becerilerini ölçmek amacıyla bir ölçek geliştirmektir. Öğrenci grubunun hangi çalışma becerisi türüne daha yakın olduğunu bilmek öğretmenlerin sözü edilen tasarım ve uygulama aşamalarında elini güçlendirecektir. Bu anlamda sınıf içi-sınıf dışı etkinlikler gerçekleştirilirken grup olarak veya bireysel çalışacak öğrencilerin belirlenmesinde de kullanılabilir. Diğer taraftan bu ölçek öğrenenlerin de kendilerini tanımasına fırsat verecektir. Çalışma alışkanlıklarını, yatkınlıklarını daha net görerek kendi öz değerlendirmelerini de yapabilirler. Geliştirilecek ölçeğin literatüre olan katkısı noktasında; bireysel ve akranla çalışma becerilerini spesifik olarak inceleyen geçerli ve güvenilir bir ölçek ihtiyacını giderebileceği düşünülmektedir. Özellikle yükseköğretim seviyesinde çalışma becerilerine yönelik ölçek geliştirme anlamında ciddi bir boşluk söz konusudur. İlaveten, konuyla ilgili araştırmacılar, derinlemesine analiz ve yorum imkânı için gerekli verileri edinebilecek, farklı değişkenlerle ilişkilerini inceleyebilecek, çıkarımlarda bulunabileceklerdir.

Yöntem

Desen

Araştırma kapsamında bir ölçek geliştirilmesi amaçlanmıştır. Dolayısıyla gizil bir özelliğin ortaya çıkarılmasında gözlenen değişkenler olan maddeler arasındaki ilişkilerden yararlanılmıştır. Creswell'e göre (2015) açıklayıcı ilişkisel desenlerde katılımcılara müdahale edilmemekte, tek bir zaman diliminde veri toplanmakta, değişkenler arasındaki ilişkiler açıklanmaktadır. Bu nedenle araştırmanın açıklayıcı ilişkisel desene uygun olduğu belirtilebilir.

Evren ve Örneklem

Araştırmanın deneme uygulamasına ilişkin örneklemini Bartın Üniversitesi, İnönü Üniversitesi ve Sakarya Üniversitesi Eğitim Fakültesinde öğrenim gören 470 öğretmen adayı oluşturmaktadır. Araştırma bir ölçek geliştirme çalışması olduğundan evrenden örneklem seçimine gidilmemiştir. Örneklemin incelenen özellik açısından mümkün olduğunca birbirinden farklılaşması sağlanmıştır. Bu yönde Doğu Anadolu, Karadeniz ve Marmara bölgelerindeki üç üniversiteden veri toplanmıştır. Örnekleme yer alan öğretmen adaylarının demografik özelliklerine Tablo 1'de yer verilmektedir.

Tablo 1

Demografik Özellikler (Deneme Uygulaması)

	Kategori	f	%
Cinsiyet	Kadın	388	82,6
	Erkek	82	17,4
Üniversite	Bartın Üniversitesi	112	23,8
	İnönü Üniversitesi	86	18,3
	Sakarya Üniversitesi	272	57,9
Sınıf düzeyi	1	151	32,1
	2	134	28,5
	3	112	23,8
	4	73	15,5
Bölüm	Fen Bilgisi	37	7,9
	İlköğretim Matematik	39	8,3
	İngilizce	13	2,8
	Okul Öncesi	84	17,9
	Özel Eğitim	33	7,0
	Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık	97	20,6
	Sınıf	96	20,4
	Sosyal Bilgiler	45	9,6
	Türkçe	23	4,9
	Diğer (Bilgisayar ve Öğretim Teknolojileri, Müzik, Resim-İş)	2	0,4
Toplam		470	100,0

Tablo 1 incelendiğinde katılımcıların %83'ünün kadın (f=388), %17'sinin (f=82) erkek olduğu görülmektedir. Öğretmen adaylarının yaşları incelendiğinde ortalamasının 20,6 (standart sapma 2,62) olduğu en az 18, en fazla 45 yaşında oldukları görülmektedir. 25 yaş üzerindeki öğretmen adayları örneklemin %4'ünü (f=21) oluşturmaktadır. Bartın Üniversitesindeki öğretmen adayları örneklemin %24'ünü (f=112), İnönü Üniversitesindeki öğretmen adayları örneklemin %18'ini (f=86) ve Sakarya Üniversitesindeki öğretmen adayları ise örneklemin %58'ini (f=272) oluşturmaktadır. Sınıf düzeyine göre inceleme yapıldığında öğretmen adaylarının %32'si 1. sınıfta (f=151), %28'i (f=134) 2. sınıfta, %24'ü (f=112) 3. sınıfta ve %16'sı (f=73) 4. sınıfta öğrenim görmektedir. Yabancı uyruklu öğretmen adayları örneklemin %4,5'ini (f=21) oluşturmaktadır. Bölüme göre inceleme Tablo 1'den detaylı bir şekilde yapılabilir.

Geçerleme çalışmasına ilişkin örnekleme Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi ve Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültelerinde öğrenim görmekte olan 323 öğretmen adayı oluşturmaktadır. Evrenden örneklem seçiminde öğretmen adaylarının incelenen özellik açısından mümkün olduğunca farklılaşması amaçlanmış olup maksimum çeşitlilik örneklemeden yararlanılmıştır. Bu doğrultuda Batı Karadeniz ve İç Anadolu'da yer alan birisi araştırma üniversitesi olan üniversitelerden veri toplanmıştır. Geçerleme uygulamasına ilişkin örnekleme ilişkin bilgilere Tablo 2'den erişilebilir.

Tablo 2

Demografik Özellikler (Geçerleme Uygulaması)

	Kategori	f	%	
Cinsiyet	Kadın	258	79,9	
	Erkek	65	20,1	
Üniversite	Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi	193	59,8	
	Hacettepe Üniversitesi	130	40,2	
Bölüm	Fen Bilgisi	20	6,2	
	Fizik, Kimya ve Biyoloji	20	6,2	
	İlköğretim Matematik ve Matematik	21	6,5	
	İngilizce	19	5,9	
	Okul Öncesi	35	10,8	
	Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık	67	20,7	
	Sınıf	33	10,2	
	Sosyal Bilgiler	43	13,3	
	Türkçe	47	14,6	
	Diğer (Alman Dili, Bilgisayar ve Öğretim Teknolojileri, Fransız Dili, Müzik, Resim-İş)	18	5,5	
	Toplam		323	100,0

Tablo 2 incelendiğinde katılımcıların %80'inin kadın (f=258), %20'sinin (f=65) erkek olduğu görülmektedir. Öğretmen adaylarının yaşları incelendiğinde ortalamasının 20 (standart sapma 1,78) olduğu en az 18, en fazla 41 yaşında oldukları görülmektedir. 23 yaş ve üzerindeki öğretmen adayları örneklemin %3'ünü (f=11) oluşturmaktadır. Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesindeki öğretmen adayları örneklemin %60'ını (f=193) ve Hacettepe Üniversitesindeki öğretmen adayları örneklemin %40'ını (f=130) oluşturmaktadır. Öğretmen adaylarının büyük çoğunluğu (%98; f=315) 2. sınıfta öğrenim görmektedir. Bölüme göre incelemeler Tablo 2'den detaylı bir şekilde yapılabilir.

Veri Toplama Araçları

Araştırmanın veri toplama araçları kişisel bilgi formu ve geliştirilmesi planlanan Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeğidir. Kişisel bilgi formunda öğretmen adaylarından cinsiyet, yaş, sınıf düzeyi, öğrenim gördükleri bölüm ve yabancı uyruklu öğrenci olma durumlarına ilişkin bilgiler alınmıştır.

Bireysel ve Akranla Öğrenme Becerileri Ölçeği

Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeği'nin geliştirilmesinde Price (2017) tarafından önerilen adımlar kullanılmıştır. Price (2017) ölçek geliştirilirken;

1. teorik çerçeve oluşturulması,
2. testin amacının belirlenmesi,
3. yapıyı yansıtan davranış ve niteliklerin belirlenmesi,
4. testin hedef kitlesinin belirlenmesi,
5. maddelerin içeriğinin tanımlanması,
6. maddelerin yazılması,

7. ölçek uygulama prosedürlerinin belirlenmesi,
8. temsil edici bir örnekleme pilot çalışma yapılması,
9. faktör analizi ve madde analizi yapılması,
10. ölçeğin gözden geçirilmesi,
11. geçerlik çalışmaları yapılması,
12. standart belirlenmesi ve
13. teknik kılavuzun oluşturulması gerektiğini belirtmektedir.

Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeği oluşturulurken 42 madde yazılmıştır. Kapsam geçerliği incelemeleri için 5 konu alanı uzmanının görüşüne sunulan ölçek 5 ölçme ve değerlendirme uzmanının görüşleri de dikkate alınarak düzenlenmiştir. Uzmanlar arasındaki uyum Gwet'in AC1 katsayısı aracılığıyla belirlenmiştir. Buna göre Gwet'in AC1 katsayısı konu alanı uzmanları için çok iyi (.90), ölçme ve değerlendirme uzmanları için iyi (.71) bulunmuştur. Nitekim Gwet'in AC1 katsayısının ,61-,80 aralığında olması iyi uyum, ,81-1,00 aralığında olması çok iyi uyum olduğunu göstermektedir (Altman, 1991; Landis ve Koch, 1977). Ayrıca Lawshe (1975) tekniği ile kapsam geçerliği incelemesi yapılmış olup bazı maddeler düzeltilmiş bazı maddeler ise ölçekten çıkarılmıştır. Ölçeğin pilot uygulama gerçekleştirilen versiyonunda bireysel çalışma becerilerini ölçmeye yönelik 12, akranla çalışma becerilerini ölçmeye yönelik 16 olmak üzere toplam 28 madde yer almaktadır. Pilot uygulama yapıldıktan sonra faktör analizi gerçekleştirilmiş olup bu aşamada herhangi bir maddenin ölçekten çıkarılması gerekmemiştir. Benzer şekilde madde analizi sonuçları da ölçekten herhangi bir maddenin çıkarılmasını gerektirmemektedir. Pilot çalışmanın tamamlanmasının ardından geçerlik çalışmalarına geçilmiştir. Doğrulayıcı faktör analizi ve güvenilirlik incelemeleri yapılarak ölçekten elde edilen verilerin yeni bir örnekleme geçerli ve güvenilir olduğuna dair kanıtlar sunulmuştur.

Veri Toplama Süreci

Araştırmanın gerçekleştirilebilmesi için 21.05.2022 tarihinde Hacettepe Üniversitesi Etik Kurulundan E-35853172-600-00002203304 sayı numarası ile izin alınmıştır. Deneme uygulaması 2022-2023 Bahar döneminde, geçerleme uygulaması ise 2023-2024 Güz döneminde çevrimiçi ortamda toplanmıştır. Deneme uygulamasının uzaktan yapılmasının nedeni 2023 yılında Türkiye'de 11 ili etkileyen depremin meydana gelmesi nedeniyle uzaktan eğitim sürecine geçilmesidir.

Verilerin Analizi

Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeği deneme formu 28 maddeden oluşmakta olup 470 öğretmen adayı üzerinde deneme uygulaması gerçekleştirilmiştir. Veriler çevrimiçi ortamda toplandığından kayıp veriye rastlanmamıştır. Madde geçerliğine yönelik olarak düzeltilmiş madde-toplam korelasyonları incelenmiş, yapı geçerliği için açımlayıcı faktör analizi gerçekleştirilmiştir. Güvenirlik kapsamında alt boyutlar için %95 güven aralığında McDonald omega (McDonald, 1999) ve Cronbach alfa katsayıları; ölçeğin bütünü için tabakalı alfa ve Revelle omega katsayıları hesaplanmıştır.

Açımlayıcı faktör analizi öncesinde optimal paralel analiz (Timmerman ve Lorenzo-Seva, 2011) kullanılarak ölçeğin boyutluluğu incelenmiştir. Paralel analiz boyutluluk belirlerken

kullanılabilecek en doğru sonuçları sağlayan yöntemlerden birisi olarak belirtilmektedir (Velicer ve diğerleri, 2000). Açımlayıcı faktör analizi varsayımlarına yönelik olarak çoklu doğrusal bağlantı, çok değişkenli uç değerler ve çok değişkenli normallik incelenmiştir. Çok değişkenli uç değerler Mahalonobis uzaklıkları kullanılarak incelenmiş olup ,001 düzeyinde anlamlı bulunan 46 veri araştırma kapsamı dışında bırakılmıştır. Çoklu doğrusal bağlantı tolerans (tolerance) değeri ve varyans şişkinlik faktörü (variance inflation factor [VIF]) kullanılarak incelenmiştir. Sonuçta tolerans değerlerinin ,35 ile ,76, varyans şişkinlik faktörünün ise 1,32 ile 2,89 aralığında değiştiği bulunmuştur. Tolerans değerinin ,10'un üzerinde ve VIF değerinin 10'dan küçük olması veride çoklu doğrusal bağlantı sorunu bulunmadığına işaret etmektedir (Kline, 2016). Veride çoklu doğrusal bağlantı bulunmadığı belirlenerek çok değişkenli normallik Mardia'nın basıklık katsayısı (1970) ile incelenmiştir. Sonuçlar verinin çok değişkenli normal dağılmadığına işaret etmiştir.

Verilerin açımlayıcı faktör analizine uygunluğunu belirlemek üzere Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) örneklem yeterliği ölçüsü ve Bartlett küresellik testi kullanılmıştır. Açımlayıcı faktör analizinde maddelerin 5'li Likert tipinde puanlandığı, çok değişkenli normal dağılmadığı ve verilerin sıralı olduğu göz önüne alınarak polikorik korelasyon matrisi temelinde çalışılmıştır. Nitekim kategori sayısı 5 ve üzerinde olduğunda ve veri normal dağıldığında verinin sürekli olarak ele alınması parametre kestirimleri, standart hatalar ve uyum indekslerini ciddi anlamda yanıltıcı hale getirmeyecektir (Finney ve DiStefano, 2013). Açımlayıcı faktör analizinde kestirim yöntemi olarak ağırlıklandırılmamış en küçük kareler yöntemi (unweighted least-squares [ULS]) kullanılmıştır. ULS yöntemi ortaklıkların başlangıç tahminini ve çok değişkenli normalligi gerektirmemesinden, etkili hesaplama yapması açısından önerilmektedir (Briggs ve MacCallum, 2003; Coughlin, 2013; Ferrando ve Anguiano-Carrasco, 2010). 5'li Likert tipinde puanlanan (hiç katılmıyorum [1], katılmıyorum [2], ne katılıyorum ne de katılmıyorum [3], katılıyorum [4], tamamen katılıyorum [5]) ve iki faktörden oluştuğu belirlenen ölçekte döndürme yöntemi olarak promin kullanılmıştır. Döndürme yöntemlerinden promin seçilmesinin nedeni eğitim bilimleri alanında çoğunlukla alt boyutlar arasında ilişki bulunmasıdır. Dahası promin döndürme yöntemi diğer yöntemler kadar iyi çözüme ulaştığı gibi karmaşık yapılarda da iyi sonuç vermektedir (Lorenzo-Seva, 1999). Düzeltilmiş madde-toplam korelasyonları ve güvenilirlik incelemeleri JASP 0.17.1 (JASP Team, 2023) yazılımında, açımlayıcı faktör analizi ve boyutluluk analizi Factor 12.02.01 (Lorenzo-Seva ve Ferrando, 2022) yazılımında, uyum hesaplamaları R Studio yazılımında (RStudio Team, 2021) irrCAC (Gwet, 2019) paketi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Açımlayıcı faktör analizinde Factor 12.02.01 yazılımından yararlanılmasının nedeni optimal paralel analizi eş zamanlı olarak çok sayıda faktör çıkarma yöntemi ve farklı korelasyon matrisiyle gerçekleştirmeye izin vermesidir. Bunun yanı sıra JASP yazılımında maddeler çıkarıldığında McDonald omega katsayısının nasıl değişeceğine ilişkin de bilgi yer almaktadır. Söz konusu nedenlerle birden fazla yazılım üzerinde çalışıldığı belirtilir.

Geçerleme çalışması 323 öğretmen adayının 28 maddeye verdiği cevaplar üzerinden gerçekleştirilmiştir. Veriler çevrimiçi ortamda toplandığından kayıp veriye rastlanmamıştır. Yapı geçerliğine yönelik olarak doğrulayıcı faktör analizi gerçekleştirilmiştir. Doğrulayıcı faktör analizi varsayımlarına yönelik olarak çoklu doğrusal bağlantı, çok değişkenli uç değerler ve çok değişkenli normallik incelenmiştir. Çok değişkenli uç değerler Mahalonobis uzaklıkları kullanılarak incelenmiş olup ,001 düzeyinde anlamlı bulunan 38 veri araştırma kapsamı dışında bırakılmıştır. Çoklu doğrusal bağlantı tolerans (tolerance) değeri ve varyans şişkinlik faktörü (variance inflation factor [VIF]) kullanılarak incelenmiştir. Sonuçta tolerans değerlerinin ,25 ile ,61, varyans şişkinlik faktörünün ise 1,64 ile 3,95 aralığında değiştiği bulunmuştur. Tolerans değerinin ,10'un üzerinde ve VIF değerinin 10'dan küçük olması veride çoklu doğrusal bağlantı sorunu bulunmadığına işaret etmektedir (Kline, 2016). Veride çoklu doğrusal bağlantı bulunmadığı belirlenerek çok değişkenli normallik Mardia'nın basıklık katsayısı (1970) ile incelenmiştir. Sonuçlar verinin çok değişkenli

normal dağılmadığına işaret etmiştir. Bu doğrultuda polikorik korelasyon matrisi temelinde ULS yöntemi kullanılarak doğrulayıcı faktör analizi gerçekleştirilmiştir. ULS yöntemi Yang-Wallentin ve diğerleri (2010) tarafından gerçekleştirilen simülasyon çalışmasında en çok olabilirlik (maximum likelihood [ML]), çapraz ağırlıklı en küçük kareler (diagonally weighted least squares [DWLS]) gibi yöntemlerden daha iyi performans sergileyerek ön plana çıkmıştır. Bu nedenle ULS kestirim yöntemi olarak kullanılmıştır. Güvenirliliğe yönelik olarak ölçek alt boyutları için Cronbach alfa ve McDonald omega katsayıları, ölçeğin tamamı için tabakalı alfa ve Revelle omega toplam katsayıları incelenmiştir. Doğrulayıcı faktör analizi Jamovi 2.4.8 yazılımında (The Jamovi Project, 2023) gerçekleştirilmiştir. Tabakalı alfa ve Revelle omega toplam katsayıları R yazılımında sirt (Robitzsch, 2023) ve psych (Revelle, 2023) paketi kullanılarak hesaplanmıştır.

Bulgular

Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeği'nin geliştirilmesi aşamasında geliştirilme ve geçerleme olmak üzere iki uygulama yapılmış olup bu uygulamalarda elde edilen geçerlik kanıtları ve güvenirlik analiz sonuçları iki başlık altında sunulmuştur.

Deneme Uygulamasına İlişkin Bulgular

Ölçeğin deneme uygulaması kapsamında 470 öğretmen adayından veri elde edilmiştir. Geçerlik kanıtları çerçevesinde ilk olarak bu veriler üzerinde açımlayıcı faktör analizi gerçekleştirilmiştir. Açımlayıcı faktör analizi kapsamında verilerin analize uygunluğu Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) örneklem yeterliği ölçüsü ve Bartlett küresellik testi ile incelenmiştir. Buna göre hesaplanan KMO değerinin (.87) iyi düzeyde olduğu ve Bartlett Küresellik testinin istatistiksel olarak anlamlı ($\chi^2=5282,5$; $sd=378$; $p<,05$) olduğu görülmüştür (Garson, 2023; Hair ve diğerleri, 2019). Verilerin faktör analizi için uygunluğunun belirlenmesinin ardından ölçekteki faktör sayısını belirlemek amacıyla açımlayıcı faktör analizi öncesinde optimal paralel analiz uygulanmıştır (Timmerman ve Lorenzo-Seva, 2011). Yapılan analiz sonucunda ölçek için iki boyutlu yapı önerilmiştir.

Optimal paralel analiz aşamasının ardından polikorik korelasyon matrisine dayalı olarak açımlayıcı faktör analizi gerçekleştirilmiştir. Analiz kapsamında kestirim yöntemi olarak ağırlıklandırılmamış en küçük kareler yöntemi (unweighted least squares [ULS]) ve optimal paralel analiz sonucunda yapının iki boyutlu çıkmasına istinaden döndürme yöntemi olarak promin kullanılmıştır. Analiz sonucunda 16 ve 12 maddeden oluşan toplamda 28 madde ile %58,8'lik varyans açıklama oranına sahip iki boyutlu bir ölçek yapısı elde edilmiştir. Açımlayıcı faktör analizi sonucunda ilgili boyutlardaki maddeler incelenmiş olup ölçek geliştirme aşamasında kuramsal olarak belirlendiği şekilde maddelerin ilgili boyutlarda toplandığı görülmüştür. Buna göre ölçekteki birinci boyut akranla çalışma becerileri ikinci boyut ise bireysel çalışma becerileri olarak isimlendirilmiştir. Açımlayıcı faktör analizine ait sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3

Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeğine Ait Açımlayıcı Faktör Analizi Sonuçları

Akranla Çalışma Becerileri				Bireysel Çalışma Becerileri			
Madde no	Faktör Yükü	Madde no	Faktör Yükü	Madde no	Faktör Yükü	Madde no	Faktör Yükü
13	,69	21	,67	1	,77	9	,72
14	,71	22	,63	2	,82	10	,60
15	,69	23	,69	3	,85	11	,64
16	,81	24	,50	4	,84	12	,73
17	,66	25	,82	5	,79		
18	,86	26	,83	6	,86		
19	,71	27	,63	7	,87		
20	,71	28	,66	8	,73		
Özdeğer:			10,82	Özdeğer			5,66
Açıklanan varyans oranı:			%38,6	Açıklanan varyans oranı:			%20,2

Tablo 3'e göre madde faktör yük değerleri akranla çalışma becerileri boyutu için ,50-,86; bireysel çalışma becerileri için ise ,60-,87 aralığındadır. Bu değerler incelendiğinde açımlayıcı faktör analizinde bir maddenin ilgili boyuta ait faktör yük değerinin ,40 üzerinde olması önerisinin tüm maddeler için karşılandığı görülmektedir (Pituch ve Stevens, 2016). Tablo 3 incelendiğinde Akranla Çalışma Becerileri %38,6'lık ve Bireysel Çalışma Becerisi %20,2'lik açıklanan varyans oranına sahiptir. Ölçeklerde açıklanan varyans oranının en az %50 olması beklenmektedir (Garson, 2023). Bu değer göz önüne alındığında toplam açıklanan varyans oranının (%58,8) bu kriteri sağlandığı söylenebilir. Bunun dışında iki boyut arasındaki korelasyon değeri ,33 olarak hesaplanmıştır. Bu ise iki boyut arasında zayıf bir ilişkinin olduğunu göstermektedir (Schober ve diğerleri, 2018).

Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeği'ne yönelik açımlayıcı faktör analizi sonucunda elde edilen iki boyutlu yapının güvenilirlik incelemesi amacıyla Cronbach alfa ve McDonald omega katsayıları hesaplanmıştır. Buna ek olarak ölçeğin tamamı için tabakalı alfa ve Revelle omega toplam katsayıları da incelenmiştir. Tüm bu katsayılar ve %95 güven aralığındaki değerleri Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4

Deneme Uygulamasına Ait Güvenirlik Sonuçları

Boyut Katsayı	Değer	%95 Güven Aralığı	
		Alt sınır	Üst Sınır
Bireysel Çalışma Becerisi			
<i>Cronbach alfa</i>	,93	,91	,94
<i>McDonald omega</i>	,93	,92	,94
Akranla Çalışma Becerisi			
<i>Cronbach alfa</i>	,90	,89	,91
<i>McDonald omega</i>	,90	,88	,91
Ölçek Tamamı			
<i>Tabakalı Alfa</i>	,91		
<i>Revelle omega</i>	,94		

Tablo 4'te görüleceği üzere Cronbach alfa ve McDonald omega katsayıları Bireysel Çalışma Becerisi boyutu için ,93 ve Akranla Çalışma Becerisi için ,90 olarak hesaplanmıştır. Ölçeğin tamamına ilişkin tabakalı alfa katsayısı ,91 ve Revelle omega katsayısı ise ,94 olarak bulunmuştur. İç tutarlılık anlamında kullanılan bu katsayıların ,80 üzerinde değer alması hem boyut bazında puanların

güvenilir olduğunu hem de boyutlar dikkate alınarak ölçeğin bütünü incelendiğinde puanların güvenilir olduğunu göstermektedir (Nájera Catalán, 2019).

Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeği'nin açımlayıcı faktör analizi sonrasında madde analizi gerçekleştirilmiştir. Bu kapsamda 28 maddenin madde ayırıcılığı anlamındaki düzeltilmiş madde-toplam korelasyonları, madde ortalamaları, standart sapmaları hesaplanmış ayrıca maddeler ilgili boyuttan çıkarıldığında Cronbach alfa ve McDonald omega katsayılarının değişimi incelenmiştir. Elde edilen bu istatistikler Tablo 5'te yukarıdaki sırayla sunulmuştur.

Tablo 5

Madde İstatistikleri ve Madde Analiz Sonuçları

Madde no	Bireysel Çalışma Becerisi					Akranla Çalışma Becerisi					
	r_{jx}	\bar{X}	SS	Madde Çıkarıldığında Cronbach alfa	McDonald omega	Madde no	r_{jx}	\bar{X}	SS	Madde Çıkarıldığında Cronbach alfa	McDonald omega
1	,68	3,93	,82	,92	,92	13	,60	3,98	,72	,89	,89
2	,68	4,03	,83	,92	,92	14	,53	3,81	,86	,90	,89
3	,73	4,15	,78	,92	,92	15	,57	4,30	,65	,89	,89
4	,68	4,12	,70	,92	,92	16	,67	4,35	,53	,89	,89
5	,72	3,86	,90	,92	,92	17	,57	4,37	,56	,89	,89
6	,76	3,92	,84	,92	,92	18	,72	4,27	,56	,89	,89
7	,77	3,93	,79	,92	,92	19	,56	3,84	,84	,89	,89
8	,67	3,95	,83	,92	,92	20	,59	3,77	,91	,89	,89
9	,69	4,11	,77	,92	,92	21	,58	4,07	,79	,89	,89
10	,57	3,90	,76	,92	,92	22	,52	4,08	,74	,90	,89
11	,59	3,96	,83	,92	,92	23	,57	4,28	,57	,89	,89
12	,68	3,93	,82	,92	,92	24	,40	4,16	,71	,90	,90
						25	,68	4,31	,56	,89	,89
						26	,68	4,36	,53	,89	,89
						27	,55	4,24	,63	,89	,89
						28	,57	4,47	,55	,89	,89

Not. r_{jx} : Madde ayırıcılığı, \bar{X} : Ortalama, SS: Standart Sapma

Tablo 5'e göre Bireysel Çalışma Becerisi boyutu için düzeltilmiş madde korelasyon değeri ,57-,77; madde ortalaması 3,86-4,15; madde standart sapması ,70-,90 aralığındadır. Akranla Çalışma Becerisi boyutu için ise düzeltilmiş madde korelasyon değeri ,40-,72; madde ortalaması 3,77-4,47; madde standart sapması ,53-,91 aralığında değişmektedir. Madde ayırıcılığı anlamında kullanılan düzeltilmiş madde toplam korelasyon değerinin ,30 ve üzerinde değer alması ölçülecek özelliğin ayırt ediciliği açısından iyi olarak değerlendirilmektedir (Meyers ve diğerleri, 2016). Bundan dolayı her iki boyuttaki maddelerin madde ayırıcılığının yeterli düzeyde olduğu söylenebilir. Son olarak hiçbir madde için madde çıkarıldığında Cronbach alfa ve McDonald omega katsayıları belirlenen güvenilirlik katsayılarını aşmamıştır.

Geçerleme Uygulamasına İlişkin Bulgular

Bireysel ve Akranla Çalışma Becerisi Ölçeği'nin geçerleme uygulaması kapsamında 323 öğretmen adayından veri elde edilmiştir. Ölçeğin açımlayıcı faktör analizi sonucunda elde edilen 28 madde ve iki faktörlü yapısı doğrulayıcı faktör analizi ile test edilmiştir. Bu analiz polikorik korelasyon matrisine dayalı olarak ULS yöntemi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Doğrulayıcı faktör analizi sonucunda ölçeğin belirlenen iki faktörlü yapısı doğrulanmıştır. Bununla birlikte tüm maddelerin faktör yükleri ve hata varyansları ,05 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuçlara

dayanarak geçirme uygulamasındaki verilere ait yapı geçerliğinin sağlandığı söylenebilir. Bu analiz sonucunda elde edilen standartlaştırılmış faktör yükleri (λ), t değerleri, R^2 değerleri ve standartlaştırılmış hata varyansları (δ) Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6

Doğrulamalı Faktör Analizi Sonuçları

Bireysel Çalışma Becerisi					Akranla Çalışma Becerisi				
Madde no	λ	t	R^2	δ	Madde no	λ	t	R^2	δ
1	,77	27,89	,59	,41	13	,81	30,78	,66	,34
2	,80	29,46	,64	,36	14	,72	23,06	,51	,49
3	,78	31,28	,61	,39	15	,80	26,89	,63	,37
4	,83	32,69	,69	,31	16	,84	36,22	,71	,29
5	,85	38,43	,72	,28	17	,80	31,39	,64	,36
6	,89	45,71	,79	,21	18	,93	49,90	,86	,14
7	,84	37,75	,71	,29	19	,73	27,24	,54	,47
8	,77	28,00	,59	,41	20	,73	23,89	,54	,46
9	,78	25,29	,61	,39	21	,81	35,35	,65	,35
10	,67	19,98	,44	,56	22	,73	24,89	,54	,47
11	,71	22,52	,50	,50	23	,75	24,50	,56	,44
12	,84	36,35	,70	,30	24	,63	17,84	,39	,61
					25	,87	43,44	,76	,24
					26	,87	41,01	,76	,25
					27	,76	26,01	,58	,42
					28	,77	27,61	,59	,41

Not: λ standartlaştırılmış faktör yükü, t : t değeri, δ : standartlaştırılmış hata varyansı

Tablo 6'ya göre faktör yüklerinin Bireysel Çalışma Becerisi boyutundaki maddeler için ,67-,89; Akranla Çalışma Becerisi boyutundaki maddeler için ,63-,93 aralığında değiştiği görülmüştür. Standartlaştırılmış faktör yüklerinin doğrulamalı faktör analizinde en az ,50 ve üzeri değer alması beklenmektedir (Hair ve diğerleri, 2019). Buna göre ölçekteki tüm maddeler buldukları boyut için bu şartı sağlamaktadır. R^2 değerleri incelendiğinde ise bu değerlerin Bireysel Çalışma Becerisi için ,44-,79; Akranla Çalışma Becerisi için ,39-,86 aralığında olduğu görülmüştür.

Yapılan doğrulamalı faktör analizi sonuçlarını değerlendirmek amacıyla uyum iyiliği değerleri hesaplanmış ve bu değerler Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7

Uyum İyiliği Değerleri

	χ^2	sd	χ^2/sd	TLI	CFI	PNFI	RMSEA	SRMR
Model	834,25	349	2,39	,98	,98	,89	,07	,08

Tablo 7'deki uyum iyiliği değerleri incelendiğinde χ^2/sd değeri 2,39, TLI ve CFI değeri ,98, PNFI değeri ,89, RMSEA değeri ,07 %95GA[,06-,07], SRMR değeri ,08 olarak hesaplanmıştır. Bu değerlerden χ^2/sd değerinin 5'den küçük olması, TLI ve CFI değerinin ,95'den büyük olması, PNFI değerinin ,50'den büyük olması, RMSEA değerinin ,08'den küçük olması ve SRMR değerinin ,08'den küçük olması model uyumunun göstergesi olarak kabul edilmektedir (Byrne, 2016; Hu ve Bentler, 1999; Kline, 2016; West ve diğerleri, 2012). Bu değerler ile doğrulamalı faktör analizi sonuçları karşılaştırıldığında iki boyutlu yapı için model uyumunun sağlandığı söylenebilir. Bunlara ek olarak yapı geçerliği kanıtı olarak Açıklanan Ortalama Varyans değeri de (Average Variance Extracted, [AVE]; Fornell ve Larcker, 1981) hesaplanmıştır. Bu değer Bireysel Çalışma Becerisi için

,63 ve Akranla Çalışma Becerisi için ,62 olarak elde edilmiştir. Bu değer ilgili yapı için ,50 üzerinde olması beklenmektedir (Hair ve diğerleri, 2019). Buna göre ölçekteki boyutlar için yapı geçerliğine dair kanıt elde edildiği söylenebilir.

Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeği'nin geçerleme çalışmasında elde edilen verilerin güvenilirlik incelemesi amacıyla Cronbach alfa ve McDonald omega katsayıları hesaplanmıştır. Buna ek olarak ölçeğin tamamı için tabakalı alfa ve Revelle omega toplam katsayıları da incelenmiştir. Tüm bu katsayılar ve %95 güven aralığındaki değerleri Tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 8

Deneme Uygulamasına Ait Güvenirlik Sonuçları

Boyut Katsayı	Değer	%95 Güven Aralığı	
		Alt sınır	Üst Sınır
Bireysel Çalışma Becerisi			
<i>Cronbach alfa</i>	,94	,92	,95
<i>McDonald omega</i>	,94	,93	,95
Akranla Çalışma Becerisi			
<i>Cronbach alfa</i>	,94	,93	,95
<i>McDonald omega</i>	,94	,93	,95
Ölçek Tamamı			
<i>Tabakalı Alfa</i>	,95		
<i>Revelle omega</i>	,96		

Tablo 8'de görüleceği üzere Cronbach alfa ve McDonald omega katsayıları Bireysel Çalışma Becerisi boyutu için ,94; Akranla Çalışma Becerisi için ,94 olarak hesaplanmıştır. Ölçeğin tamamına ilişkin tabakalı alfa katsayısı ,95 ve Revelle omega toplam katsayısı ise ,96 olarak bulunmuştur. İç tutarlılık anlamında kullanılan bu katsayıların ,80 üzerinde değer alması hem boyut bazında puanların güvenilir olduğunu hem de boyutlar dikkate alınarak ölçeğin bütünü incelendiğinde puanların güvenilir olduğunu göstermektedir (Nájera Catalán, 2019).

Tartışma

Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeği için teorik çerçeve ve amacın belirlenmesinin ardından konu alanı uzmanları tarafından 42 madde yazılarak madde havuzu oluşturulmuştur. Madde havuzundaki maddeler beş konu alanı ve beş ölçme ve değerlendirme uzmanına gönderilerek görüş alınmıştır. Lawshe tekniği kullanılarak bazı maddelerin çıkarılmasına, bazılarının ise düzeltilmesine karar verilmiştir. Bu süreçte konu alanı uzmanlarının görüşleri arasında çok iyi, ölçme ve değerlendirme uzmanlarının görüşleri arasında iyi uyum bulunmuştur. Uzman görüşü sonrasında 28 maddeye indirgenen ölçek 5'li Likert tipinde puanlanacak şekilde (hiç katılmıyorum [1], katılmıyorum [2], ne katılıyorum ne de katılmıyorum [3], katılıyorum [4], tamamen katılıyorum [5]) 470 öğretmen adayına uygulanmıştır. Elde edilen verilerle açımlayıcı faktör analizi gerçekleştirilmiş olup varyansın %59'unu açıklayan iki faktörlü bir yapı elde edilmiştir. Elde edilen iki faktör arasındaki korelasyon zayıf bulunmuştur. Faktörler, Akranla Çalışma Becerileri ve Bireysel Çalışma Becerileri şeklinde isimlendirilmiştir. 16 maddeden oluşan Akranla Çalışma Becerilerinin açıkladığı varyans oranı %39, 12 maddeden oluşan Bireysel Çalışma Becerilerinin açıkladığı varyans oranı %20'dir. Pilot çalışmada ölçekten elde edilen puanların güvenilirliğine yönelik olarak Akranla Çalışma Becerileri alt boyutu için Cronbach alfa ve McDonald omega katsayıları ,90; Bireysel Çalışma Becerileri alt boyutu için Cronbach alfa ve McDonald omega katsayıları ,93; ölçeğin tamamı için tabakalı alfa ve Revelle omega toplam katsayıları sırasıyla ,91 ve ,94 bulunmuştur. Madde

analizi (düzeltmiş madde-toplam korelasyonları, madde çıkarıldığında McDonald omega ve Cronbach alfa katsayılarının değişimi) sonuçları dikkate alındığında ölçekten herhangi bir maddenin çıkarılması gerekmemiştir. 323 öğretmen adayından tekrar veri toplanarak ölçeğin yapı geçerliği doğrulayıcı faktör analizi ile ele alınmıştır. Doğrulayıcı faktör analizi sonuçları tüm maddelerin belirlenen yapı altında yeterli yük verdiğini ve model uyumunun sağlandığını ortaya koymuştur. Geçerleme çalışmasında ölçekten elde edilen puanların güvenilirliğine yönelik olarak Akranla Çalışma Becerileri ve Bireysel Çalışma Becerileri alt boyutları için Cronbach alfa ve McDonald omega katsayıları ,94; ölçeğin tamamı için tabakalı alfa ve Revelle omega toplam katsayıları sırasıyla ,95 ve ,96 bulunmuştur. Bu yönleriyle 28 maddeden oluşan Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeğinden elde edilen puanların geçerli ve güvenilir olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Ek). Ölçek puanlama açısından bireysel çalışma becerileri ve akranla çalışma becerileri boyutları olmak üzere ayrı puanlanmaktadır ve ölçekten toplam puan alınmamaktadır.

Sonraki araştırmalarda ölçek iki boyutlu olarak ve boyut puanları ile kullanılabilmesi gibi ölçek boyutlarından birisi seçilerek araştırmalar yürütülebilir. Nitekim ölçeğin alt boyutları ayrı ayrı açıklayıcı faktör analizi ile incelendiğinde yeterli düzeyde açıklanan varyans oranına (akranla çalışma becerileri: %54, bireysel çalışma becerileri: %63) ve faktör yüküne (akranla çalışma becerileri: ,54[madde 24]-,86[madde 18], bireysel çalışma becerileri: ,65[madde 10]-,86[madde 7]) sahip oldukları görülmüştür. Dahası geçerleme çalışmasında alt boyutlar ayrı ayrı doğrulayıcı faktör analizine dahil edildiğinde uyum iyiliği sonuçları iyi düzeyde uyuma (akranla çalışma becerileri: χ^2/sd değeri 1,94, TLI ve CFI değeri ,99, PNFI değeri ,86, RMSEA değeri ,05 %95GA[,04-,06], SRMR değeri ,07; bireysel çalışma becerileri: χ^2/sd değeri 2,19, TLI ve CFI değeri ,99, PNFI değeri ,81, RMSEA değeri ,06 %95GA[,05-,08], SRMR değeri ,07) işaret etmiş maddelerin faktör yükleri (akranla çalışma becerileri: ,63[madde 12]-,91[madde 6], bireysel çalışma becerileri: ,64[madde 10]-,90[madde 6]) ise yeterli düzeyde ve anlamlı ($p < 0,001$) bulunmuştur. Dolayısıyla ölçeğin boyutları birbirinden ayrılmaktadır.

Bir düşünce ekolü, grup halinde çalışan öğrencilerin problem çözme yeteneklerini geliştirebileceklerine ve çalışma materyalini daha iyi anlayabileceklerine inanırken (Cooper ve Mueck, 1990) başka bir düşünce ekolü ise, bireysel çalışmanın grup çalışmasından daha verimli olduğuna ve öğrencinin tek başına çalışırken daha fazla öğrendiğine, çalışmalarına uygun zaman ve konsantrasyon verebileceğine inanmaktadır (Bosworth, 1994). Geleneksel öğrenme yaklaşımları bireysel öğrenmenin öneminden bahsederken bilgiyi oluşturma ve uyarılama yaklaşımına sahip öğrenme yaklaşımları ise hem bireysel hem de akranla öğrenmenin önemini vurgulamaktadır. Hatta öğrencilerin bireysel çalışma sırasında kendilerini hazırlama şekli grup çalışmalarının kalitesini etkilemektedir (van den Hurk ve diğerleri, 1999).

Bu çalışmada, farklı öğrenci popülasyonlarında tutarlı olan iki faktörlü bir çalışma becerileri ölçeği tanımlandı ve doğrulandı. Buna ek olarak, her bir çalışma becerisi, önceki çalışmalarda gözlemlendiği gibi örneklem arasında farklı oranlarda gerçekleşmiştir (Kamp ve diğerleri, 2012). Bu bulgular, Dunlosky ve diğerlerinin (2013) farklı türde çalışma becerilerinin olduğu ve her biçimin farklı öncülleri olabileceği yönündeki argümanlarını desteklemektedir. Akranla çalışma diğer arkadaşlarla etkileşim içinde olmayı ve sorunlara iş birliği içinde çözüm bulmayı gerektirir. Ayrıca akranla çalışmada grup çıkarları ön plandadır ve bu becerisi yüksek öğrenciler gruptakilerle aynı fikirde olmasa da diğerlerinin fikirlerine önem verirler (Tullis ve Goldstone, 2020). Bireysel çalışma ise öz disiplin, motivasyon ve hedef koyma gibi öz düzenleme becerilerine sahip olmayı gerektirir. İlaveten, bireysel çalışma becerisi yüksek bireyler kendileri bir ürün ortaya koyabilir, karşılaştıkları sorunları bireysel olarak çözebilir ve çalışma sürecini etkin bir şekilde planlayabilir (McLinden ve Edwards, 2011; Meyer ve diğerleri, 2008). Bu özellikler doğrultusunda, bu ölçek hem bireysel hem de akranla çalışma becerilerini ortaya çıkarmakta ve bu becerileri doğrulamaktadır.

Sonuç ve Öneriler

Geliştirilen Bireysel ve Akranla Çalışma Becerileri Ölçeği'nin geçerliğine ilişkin yeterli sayıda kanıt olduğu ve ölçekten elde edilen puanların güvenilirlik değerlerinin yüksek olduğu görülmektedir. Ölçeğin deneme ve geçerleme çalışmasının öğretmen adayları üzerinde gerçekleştirilmesi bu çalışmanın bir sınırlılığdır. Ölçek, farklı gruplar üzerinde uygulanarak geçerlik ve güvenilirliği tekrar değerlendirilebilir. Araştırmadaki mevcut faktör yapısıyla çalışmak, araştırmacıların her bir çalışma becerisini etkili bir şekilde araştırmasına yardımcı olabilir; böylece eğitim kurumları ve paydaşlar, her çalışma becerisi formunu ele almak için uygun politikalar ve uygulamalar geliştirebilirler. Ayrıca bireysel ve akranla çalışma becerilerinin çeşitli öğrenme ortamlarındaki farklı değişkenlerle ilişkisi incelenebilir. Diğer taraftan, öğrenenlerin becerileri bu ölçekle saptanarak elde edilen sonuçlara göre eğitim durumlarının ayrıntıları planlanabilir. Öğrenci grubunun bireysel veya akranla çalışma eğilimlerine göre kullanılacak yöntemler belirlenebilir; grupla çalışma etkinlikleri çeşitlendirilebilir veya bireysel etkinliklere ağırlık verilebilir. Bu kapsamda kullanılacak araç ve öğrenme materyalleri de bu sonuçlara göre seçilebilir. Sınıf içerisinde olduğu gibi sınıf dışındaki çalışma becerileri, ödev ve görevler bu doğrultuda güncellenebilir. Söz konusu planlamalar yüz yüze, çevrimiçi veya hibrit öğrenme ortamları için de geçerlidir. Dolayısıyla, bireysel ve akranla çalışma becerilerine yönelik veriler öğrenci grubunu tanımak ve daha etkili öğrenme-öğretme ortamları oluşturmak adına eğitimciler tarafından kullanılabilir.

Etik Kurul Onayı: Hacettepe Üniversitesi Senatosu Etik Kurul Komisyonu, Karar Tarihi: 24.05.2022, Sayı No: E-35853172-600-00002203304.

Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimlerde İnsan Araştırmaları Etik Kurulu, Toplantı No: 2022/06, Karar Tarihi: 27.05.2022, Protokol No: 2022/233

Araştırmacıların Katkı Oranı: Seval FER: Proje Yönetimi, Araştırma Tasarımı, Madde Yazımı, Gözden Geçirme

Levent ERTUNA: Veri Toplama, Metodoloji, Analiz, Yöntem ve Bulgular, Gözden Geçirme

İbrahim UYSAL: Veri Toplama, Metodoloji, Analiz, Yöntem ve Bulgular, Gözden Geçirme

Melih Derya GÜRER: Veri Toplama, Tartışma, Gözden Geçirme

Murat DEBBAĞ: Teorik Çerçeve ve Literatür, Veri Toplama, Tartışma,

Fatih KARATAŞ: Araştırma Tasarımı, Madde Yazımı

Derya KARADENİZ: Madde Yazımı, Veri Toplama

Yasemin KUZGUN: Madde Yazımı, Veri Toplama

Esmâ GENÇ: Araştırma Tasarımı, Gözden Geçirme

İlker CIRIK: Araştırma Tasarımı, Gözden Geçirme

Sevilay YILDIZ: Araştırma Tasarımı, Veri Toplama

Hülya PEHLİVAN: Veri Toplama

Destek ve Teşekkür: Bu çalışma, TÜBİTAK 3005 - Sosyal ve Beşeri Bilimlerde Yenilikçi Çözümler Araştırma Projeleri Destekleme Programı tarafından desteklenen "Yükseköğretimde Dönüştürülmüş Öğrenme Ortamları için Esnek Öğretim Tasarımı Modeli Geliştirme Çalışması" başlıklı 122G041 nolu projeden üretilmiş olup desteklerinden dolayı TÜBİTAK'a teşekkürlerimizi sunarız.

Yazma Sürecinde Üretken Yapay Zeka (YZ) ve YZ Destekli Teknolojilerin Beyanı: Bu araştırmanın İngilizce versiyonu hazırlanırken, dili ve okunabilirliği iyileştirmek için üretici yapay zeka araçları dikkatli bir şekilde kullanılmıştır. Yazarlar, Türkçeden İngilizceye dil çevirisi ve metin indirgeme için ChatGPT ve DeepL (AI araçları) kullanmışlardır. Bu YZ araçlarını kullandıktan sonra, yazarlar içeriği gerektiği gibi gözden geçirip düzenlemiş ve yayının içeriğinin tüm sorumluluğunu üstlenmişlerdir.

Çatışma Beyanı: Yazarlar arasında bu çalışma kapsamında potansiyel hiçbir çıkar çatışması yoktur.

References

- Abid, N., Aslam, S., Alghamdi, A.A., & Kumar, T. (2023). Relationships among students' reading habits, study skills, and academic achievement in English at the secondary level. *Frontiers in Psychology, 14*, 1020269. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1020269>
- Altman, D. G. (1991). *Practical statistics for medical research*. CRC.
- Ansari, Z. A. (1983). *Study habits and attitude of students*. Technical Report. National Institute of Psychology, Quaid-i-Azam University, Islamabad.
- Bandura, A. (1977). *Social learning theory*. Prentice-Hall.
- Bosworth, K. (1994). Developing collaborative skills in college students. In K. Bosworth & S. Hamilton (Eds.), *Collaborative learning: Underlying processes and emerging practices, new directions for teaching and learning series*, 59 (pp. 25-31). Jossey-Bass Publishers.
- Briggs, N. E., & MacCallum, R. C. (2003). Recovery of weak common factors by maximum likelihood and ordinary least squares estimation. *Multivariate Behavioral Research, 38*(1), 25-56. https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3801_2
- Byrne, B. (2016). *Structural equation modeling with Amos* (3rd ed.). Routledge.
- Cooper, J.L., & Mueck, R. (1990). Student involvement in learning: Cooperative learning and college instruction. *Journal of Excellence in College Teaching, 1*(1), 68-76.
- Corrégé, J. B., & Michinov N. (2021). Group size and peer learning: Peer discussions in different group size influence learning in a biology exercise performed on a tablet with stylus. *Frontiers in Education, 6*(6), 1-13.
- Coughlin, K. B. (2013). *An analysis of factor extraction strategies: A comparison of the relative strengths of principal axis, ordinary least squares, and maximum likelihood in research contexts that include both categorical and continuous variables* [Doctoral dissertation, University of South Florida]. <http://scholarcommons.usf.edu/etd/4459>
- Creswell, J. (2015). *Educational research: Planning, conducting, and evaluating quantitative and qualitative research* (5th ed.). Pearson.
- Daisy, P. J., & Radhakrishnan, N. (2018). Development and standardisation of study skills assessment scale. *Journal of Management Research and Analysis, 5*(2), 140-145. <https://doi.org/10.18231/2394-2770.2018.0022>
- Delphine, M., Sylvestre, N., Gabriel, N., & Wenceslas, N. (2022). A psychometric analysis of the Study Skills Questionnaire for University of Rwanda undergraduate students at National Police College. *Creative Education, 13*, 862-885. <https://doi.org/10.4236/ce.2022.133057>
- Deslauriers, L., Schelew, E., & Wieman, C. (2011). Improved learning in a large enrollment physics class. *Science, 332*, 862-864.
- Duncan, D. (2005). *Clickers in the classroom: How to enhance science teaching using classroom response systems*. Pearson/Addison-Wesley.
- Dunlosky, J., Rawson, K. A., Marsh, E. J., Nathan, M. J., & Willingham, D. T. (2013). Improving students' learning with effective learning techniques: Promising directions from cognitive and educational psychology. *Psychological Science in the Public Interest, 14*(1), 4-58. <https://doi.org/10.1177/1529100612453266>
- Entress, C., & Wagner, A. (2014). Beyond "hitting the books": Teaching science students strategies for studying independently. *The Science Teacher, 81*(4), 27-31. <https://www.jstor.org/stable/43746928>

- Fazal, S. (2005). *The relationship between study skills and academic achievement* (Unpublished Master's thesis). Hazara Hazara University, Pakistan.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). Factor analysis as a research technique in psychology. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2013). Nonnormal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (2nd ed., pp. 439-492). IAP.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Garson, G. D. (2023). *Factor Analysis and Dimension Reduction in R: A Social Scientist's Toolkit*. Taylor & Francis.
- Gholiazdeh, F. (2001). *Correct methods of study & learning*. Sahami Enteshar Co.
- Gwet, K. L. (2019). *irrCAC: Computing Chance-Corrected Agreement Coefficients (CAC)* (Version 1.0) [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=irrCAC>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (9th ed.). Prentice-Hall.
- Hattie, J. A. C. (2009). *Visible learning: A synthesis of over 800 meta-analyses relating to achievement*. Routledge.
- Hattie, J., Biggs, J., & Purdie, N. (1996). Effects of learning skills interventions on student learning: A meta-analysis. *Review of Educational Research*, 66(2), 99-136. <https://doi.org/10.2307/1170605>
- Hedin, B., & Kann, V. (2019). Improving study skills by combining a study skill module and repeated reflection seminars. *Education Research International*, 2019, 1-8. <https://doi.org/10.1155/2019/9739854>
- Herber, H. L. (1969). Reading in the content areas, study skill. In Herber, H. L. & Sanders, P. L. (Eds.), *Reading to develop, remember and use ideas* (pp. 13-22). Syracuse University.
- Hofer, B. K., & Yu, S. L. (2016). Teaching self-regulated learning through a "learning to learn" course. *Teaching of Psychology*, 30(1), 30-33. https://doi.org/10.1207/S15328023TOP3001_05
- Hoover, J. J., & Patton, J. R. (2007). *Teaching study skills to students with learning problems: A teacher's guide for meeting diverse needs*. Pro-Ed.
- Howard, E., & Sarbaum, J. (2022). Addressing study skills, learning theory and critical thinking skills in principles of economics courses. *Frontiers in Education*, 7, 770464. <https://doi.org/10.3389/feduc.2022.770464>
- 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- JASP Team (2023). *JASP* (Version 0.17.1) [Computer software]. <https://jasp-stats.org/>
- Kamp, R. J. A., Dolmans, D. H. J. M., van Berkel, H. J. M., & Schmidt, H. G. (2012). The relationship between students' small group activities, time spent on self-study, and achievement. *Higher Education*, 64(3), 385-397. <https://doi.org/10.1007/s10734-011-9500-5>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford.
- Kooloos, J., van Kuppeveld, T., Bolhuis, S., & Vorstenbosch, M. (2016). The effect of in-class formality during a peer-teaching activity on student's satisfaction, perceived participation and learning gain. *Creative Education*, 7, 1810-1819. <http://dx.doi.org/10.4236/ce.2016.713184>

- Kopzhassarova, U., Akbayeva, G., Eskazinova, Z., Belgibayeva, G., & Tazhikeyeva, A. (2016). Enhancement of students' independent learning through their critical thinking skills development. *International Journal of Environmental and Science Education*, 11(18), 11585–11592.
- Landis, J. R., & Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33(1), 159-174. <https://doi.org/10.2307/2529310>
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology*, 28(4), 563–575. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>
- Liu, C.Y., & Chen, H. L. (2020). Effects of peer learning on learning performance, motivation, and attitude. *International Journal of Education Economics and Development*, 11(4), 420–443. <http://dx.doi.org/10.1504/IJEED.2020.110599>
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34(3), 347-365. https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3403_3
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2022). *Factor* (Version 12.02.01) [Computer software]. Tarragona: Universitat Rovira i Virgili.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum.
- McLinden, M., & Edwards, C. (2011). Developing a culture of enquiry-based, independent learning in a research-led institution: findings from a survey of pedagogic practice. *International Journal for Academic Development*, 16(2), 147-162.
- Meyer, B., Haywood, N., Sachdev, D., & Faraday, S. (2008). *Independent Learning Literature Review*. DCSF (RR051).
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2016). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Sage.
- Motevalli, S., Hamzah, M., Roslan, S., Hamzah, S., & Garmjani, M. (2021). The effects of study skills training on qualitative academic achievement among students. *Asian Journal of University Education*, 17(3), 130-141. <https://doi.org/10.24191/ajue.v17i3.14512>
- Nájera Catalán, H. E. (2019). Reliability, population classification and weighting in multidimensional poverty measurement: A Monte Carlo study. *Social Indicators Research*, 142(3), 887-910. <https://doi.org/10.1007/s11205-018-1950-z>
- Piaget, J. (1972). Intellectual evolution from adolescence to adulthood. *Human Development*, 15(1), 1-12. <https://doi.org/10.1159/000271225>
- Pituch, K. A., & Stevens, J. P. (2016). *Applied multivariate statistics for the social sciences: Analyses with SAS and IBM's SPSS* (6th ed.). Routledge.
- Polkowski, Z., Jadeja, R., & Dutta, N. (2020). Peer learning in technical education and its worthiness: Some facts based on implementation. *Procedia Computer Science*, 172, 247–252. <http://dx.doi.org/10.1016/j.procs.2020.05.039>
- Porter, L., Bailey Lee, C., & Simon, B. (2013). Halving fail rates using peer instruction: a study of four computer science courses. In *Proceedings of the 44th ACM technical symposium on Computer science education* (pp. 177–182). Association for Computing Machinery. <https://doi.org/10.1145/2445196.2445250>
- Price, L. R. (2017). *Psychometric methods: Theory into practice*. Guilford.
- Revelle, W. (2023). *Psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research* (Version 2.3.9) [Computer software]. <https://cran.r-project.org/package=psych>

- Robitzsch, A. (2023). *sirt: Supplementary Item Response Theory models* (Version 3.13-228) [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=sirt>
- RStudio Team (2021). *RStudio: Integrated development environment for R* [Computer software]. <http://www.rstudio.com>
- Schober, P., Boer, C., & Schwarte, L. A. (2018). Correlation coefficients: Appropriate use and interpretation. *Anesthesia & Analgesia*, 126(5), 1763-1768. <https://doi.org/10.1213/ANE.0000000000002864>
- Shahidi, F., Dowlatkah, H. R., Avand, A., Musavi, S. R., & Mohammadi, E. (2014). A study on the quality of study skills of newly-admitted students of Fasa University of Medical Sciences. *Journal of Advances in Medical Education & Professionalism*, 2(1), 45–50.
- The Jamovi Project (2023). *Jamovi* (Version 2.4.8) [Computer Software]. <https://www.jamovi.org>
- Trouche, E., Sander, E., & Mercier, H. (2014). Arguments, more than confidence, explain the good performance of reasoning groups. *Journal of Experimental Psychology: General*, 143, 1958–1971. <https://doi.org/10.1037/a0037099>
- Tullis, J. G., & Goldstone, R. L. (2020). Why does peer instruction benefit student learning?. *Cognitive Research: Principles and Implications*, 5(15). <https://doi.org/10.1186/s41235-020-00218-5>
- Utha, K., & Rinzin, S. (2019). Peer-learning: An alternative teaching pedagogy for highly teacher centered classes. *International Journal of English, Literature and Social Science (IJELS)*, 4(5), 1520-1529. <https://dx.doi.org/10.22161/ijels.45.41>
- van den Hurk, M. M., Dolmans, D. H. J. M., Wolfhagen, I. H. A. P., vMuijtjens, A. M. M., & van der Vleuten, C. P. M. (1999). Impact of individual study on tutorial group discussion, *Teaching and Learning in Medicine*, 11(4), 196-201, <https://doi.org/10.1207/S15328015TLM110403>
- Velicer, W. F., Eaton, C. A., & Fava, J. L. (2000). Construct explication through factor or component analysis: A review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. In R. D. Goffin ve E. Helmes (Ed.), *Problems and solutions in human assessment: Honoring Douglas N. Jackson at seventy*. Springer Science+Business Media.
- Vygotsky, L.S. (1978). *Mind in society*. Harvard University Press.
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 209–231). The Guilford Press.
- Wingate, U. (2006). Doing away with 'study skills.' *Teaching in Higher Education*, 11(4), 457–469. <https://doi.org/10.1080/13562510600874268>
- Yang-Wallentin, F., Jöreskog, K. G., & Luo, H. (2010). Confirmatory factor analysis of ordinal variables with misspecified models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 17(3), 392-423. <http://dx.doi.org/10.1080/10705511.2010.489003>

Appendix A

Individual and Peer Study Skills Scale

Dimension	Original Items in Turkish	English Translations of Items
Bireysel Çalışma Becerileri	1. Bireysel çalışırken zamanımı verimli kullanırım.	1. I utilize my time efficiently when studying individually.
Individual Study Skills	2. Bireysel çalışmalarda kolay odaklanırım.	2. I can easily focus during individual tasks.
	3. Bireysel olarak keyifle çalışırım.	3. I enjoy working individually.
	4. Bireysel çalışarak kolay öğrenirim.	4. I learn easily through individual work.
	5. Bireysel çalışmalarda öz disiplini yüksek birisiyim.	5. I possess high self-discipline in individual studies.
	6. Bireysel çalışmalarda motivasyonum yüksektir.	6. My motivation is high during individual studies.
	7. Bireysel çalışmalarda hedeflerime kolay ulaşıyorum.	7. I easily achieve my goals when working individually.
	8. Bireysel olarak ürün çıkarmada başarılıyım.	8. I am successful in producing outcomes individually.
	9. Bireysel çalışmalarda tüm performansımı ortaya koyarım.	9. I demonstrate my full potential during individual tasks.
	10. Bireysel çalışırken karşılaştığım sorunları kendi başıma çözebilirim.	10. I can resolve problems I encounter during individual work on my own.
	11. Bireysel çalışırken yaratıcıyım.	11. I am creative when studying individually.
	12. Bireysel çalışırken süreci etkili planlarım.	12. I effectively plan the process when working individually.
	Akranla Çalışma Becerileri - Peer Study Skills	13. Akran çalışmalarında potansiyelimi etkili kullanırım.
14. Akranlarımla çalışırken keyif alırım.		14. I enjoy studying with my peers.
15. Akranlarımla çalışırken gerektiğinde sorumluluklarını almaktan çekinmem.		15. I do not hesitate to take their responsibilities when required while working with peers.
16. Akranlarımla çalışırken gruba uyum sağlarım.		16. I adapt well to the group during peer study.
17. Akran çalışmalarında görevlerimi zamanında tamamlarım.		17. I complete my tasks on time during peer work.
18. Sorunlara akranlarımla iş birliği içinde çözümler üretirim.		18. I find solutions to problems in cooperation with my peers.
19. Akranlarımla çalışırken kolay öğrenirim.		19. I learn easily while studying with peers.
20. Akranlarımla çalışmalarımı kolay planlarım.		20. I can easily plan my work with peers.
21. Akranlarımla çalışırken yaratıcı olurum.		21. I become creative when working with peers.
22. Akranlarımla çalışırken aralarında anlaşmazlık yaşandığında arabuluculuk yaparım.		22. I mediate when disagreements arise among peers during peer work.
23. Akran çalışmalarında gruptakilerle aynı fikirde olmasam da görüşlerini önemserim.		23. In peer study, even if I disagree with my peers, I care about their opinions.
24. Akran çalışmalarında grup çıkarlarını ön planda tutarım.		24. I prioritize group interests in peer work.
25. Akran çalışmalarında grubun motivasyonuna önem veririm.		25. I place importance on the motivation of the group in peer study.
26. Akranlarımla fikir alışverişi yaparak çalışırım.		26. I study through exchanging ideas with my peers.
27. Akranlarımdan gelecek yapıcı eleştirilere açığım.		27. I am open to constructive criticism from my peers.
28. Akran çalışmalarında görevlerimi tam olarak yerine getiririm.		28. I fully accomplish my tasks during peer work.

Note. The scale items presented here are the English translations of the original Turkish items used in this study. The scale development process, including validity and reliability analyses, was conducted using the Turkish scale version. The English translations are provided for informational purposes only; no validation studies have been performed on this English version. Readers should refer to the Turkish version of the scale items for their actual use in research or practice.