



Parent–School Perception Scale: An Examination of Its Psychometric Properties

Metin YAŞAR¹

Abstract

The aim of this study is to develop a valid and reliable scale to measure parents' perceptions of schools where their children are enrolled in schools affiliated with the Ministry of National Education. The research was conducted with a sample of 1,658 parents of students attending schools in a province located in the Aegean Region of Türkiye. To examine the construct validity of the scale, Exploratory Factor Analysis (EFA) and Confirmatory Factor Analysis (CFA) were performed. The EFA results indicated that the scale had a four-factor structure consisting of "School Guidance Services," "School Social Activities," "Teachers at School," and "School Administrators," explaining 61.51% of the total variance. The CFA findings (CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.045, SRMR = 0.033, GFI = 0.90) demonstrated a high level of model fit. The reliability of the scale was assessed using Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients. For the overall scale, the reliability coefficient was .965, while the sub-dimensions ranged between .849 and .949. These results indicate a high level of internal consistency. In conclusion, the developed scale is considered a multidimensional, valid, and reliable instrument for measuring parents' perceptions of schools.

Key Words

School
Parent
Perception
Scale
Validity
Reliability

About Article

Sending date: 01.12.2026
Acceptance date: 03.02.2026
E-Publication date: 04.30.2026

¹ Assoc. Prof. Dr., Pamukkale University Faculty of Education, Türkiye, myasar@pau.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-7854-1494>

Introduction

Education is a multifaceted process that is not limited to students' acquisition of academic knowledge but also encompasses their social, emotional, cultural, and personal development. One of the most critical factors determining the quality of this process is the relationship between schools and families. While schools ensure students' active participation in educational processes, families play a supportive and reinforcing role in these processes (Epstein, 1995). Collaboration between educational institutions and families has both direct and indirect effects on students' achievement, motivation, school engagement, and socio-emotional development (Fan & Chen, 2001; Hill & Tyson, 2009). Therefore, examining parents' perceptions of schools is of critical importance in understanding the quality of educational processes.

Recent studies have shown that parents' perceptions of schools are closely related not only to students' academic achievement but also to the school's image, its perceived credibility in society, and parents' general attitudes toward the education system (Hoover-Dempsey & Sandler, 1997; Sheldon, 2003). Measuring parents' perceptions of schools is essential for identifying the strengths and weaknesses of educational institutions. In this way, schools can develop policies that better align with parental expectations, strengthen collaborations that enhance student achievement, and reinforce their ties with the broader community (Deslandes & Bertrand, 2005).

Although studies on measuring parents' perceptions of public schools in Türkiye are relatively limited (Koç, 2018; Yıldırım, 2019), it is evident that research in this area can make significant contributions to educational policy development and institutional improvement. In this context, a scale developed to measure parents' perceptions is expected not only to provide quantitative data but also to offer insights that support practices aimed at strengthening school–family cooperation.

The scale developed in this study aims to examine parents' perceptions of schools through four main dimensions: (1) School Guidance Services, (2) School Social Activities, (3) Teachers at School, and (4) School Administrators. These four dimensions are widely recognized in the literature as the primary domains where parental perceptions are most strongly concentrated (Christenson & Sheridan, 2001; Epstein, 2018). They were considered together because they holistically reflect the academic, administrative, and psychosocial functioning of schools. The theoretical background and literature related to each factor are presented below.

School Guidance Services

School guidance services are systematic services structured to support students' cognitive, emotional, social, and career development (American School Counselor Association [ASCA], 2019). The core functions of guidance services include assisting students in setting academic goals, supporting their career orientation, addressing psychosocial problems, and intervening in crisis situations when necessary (Sink & Stroh, 2003). International research has demonstrated that the effectiveness of guidance services enhances students' academic performance, school adjustment, and socio-emotional development (Carey & Dimmitt, 2012; Whiston et al., 2011). At the same time, how parents perceive these services is considered a critical indicator of their accessibility and quality (Bryan & Holcomb-McCoy, 2007).

Studies conducted in Türkiye indicate that guidance services are often perceived mainly in terms of academic and vocational guidance; however, parents' expectations regarding students' social and emotional needs are not fully met (Erkan, 2011; Güven, 2019). Therefore, the guidance services dimension of the scale to be developed will enable the evaluation of the extent to which parents perceive these services as sufficient, accessible, and effective.

School Social Activities

Schools are not only institutions where academic learning takes place but also important social environments that support students' social, cultural, and athletic development. Social activities conducted within schools strengthen students' sense of belonging to school, increase their interaction with peers, and contribute to the development of communication skills. In addition, these activities support life skills such as taking responsibility, cooperating with others, and exploring different interests,

thereby contributing to students' holistic development (Eccles & Barber, 1999; Fredricks & Eccles, 2006).

Research shows that regular participation in school social activities increases students' school engagement, reduces disciplinary problems, and contributes positively to academic achievement (Mahoney & Cairns, 1997; Fredricks & Eccles, 2006). From the parents' perspective, the diversity, quality, and benefits of these activities are often regarded as indicators of overall school effectiveness (Durlak et al., 2011). In the Turkish context, studies on the quality of social activities have revealed that parental expectations often exceed school resources, and particularly in public schools, limited resources make it difficult to sustain such activities (Aydoğdu & Baş, 2021; Kılıç, 2020). Therefore, the social activities dimension of the scale is important in revealing how parents perceive the social opportunities offered by schools.

Teachers at School

Teachers are the most visible and influential actors in schools. It is well established that parents' perceptions of schools are largely shaped by teachers' attitudes, behaviors, and professional competencies (Hattie, 2009). Teachers' pedagogical knowledge, approach to students, communication skills, and classroom management competencies directly affect how parents evaluate school quality (Klassen & Chiu, 2010). Research indicates that effective teacher–parent communication not only enhances student achievement but also increases parents' trust in and satisfaction with the school (Fan & Chen, 2001; Epstein, 2018).

Studies conducted in Türkiye have also shown that the level of teacher collaboration with parents is a determining factor in overall school perception (Koç, 2018; Yıldırım, 2019). Therefore, including teachers as a separate dimension in the scale allows for a comprehensive evaluation of both teachers' professional attitudes and parents' perceptions of these attitudes.

School Administrators

School administrators are leaders who determine the vision of the school, shape institutional culture, and are responsible for the implementation of educational policies. In parents' perceptions of schools, administrators' leadership style, communication skills, and level of transparency play a significant role (Leithwood & Jantzi, 2000; Hallinger, 2011). Research shows that a democratic and participatory leadership approach strengthens school–family collaboration and increases parents' trust in the school (Sebastian et al., 2017).

Studies in Türkiye indicate that parents' expectations from school administrators are mostly concentrated on discipline, safety, and communication dimensions (Aydın, 2013; Taşdan & Yılmaz, 2008). Accordingly, the administrator dimension of the scale aims to evaluate parents' perceptions of managerial processes, leadership style, and the level of participation in decision-making processes.

Need for Scale Development and Contribution of the Study

In the literature, there are several scale studies aimed at measuring parental perceptions and family–school relationships. The widely used Hoover-Dempsey and Sandler (1997) model conceptualizes parents' perceptions of involvement in their children's education within motivational and behavioral dimensions, focusing on explaining why and how parents engage in educational processes. Scales developed based on this model primarily emphasize parental involvement, parenting roles, and home–school interaction; however, they do not aim to evaluate the structural and functional dimensions of school services in a holistic and integrated manner.

When scale studies developed or adapted in the Turkish context are examined, a similar pattern emerges. The parental involvement scale developed by Koç (2018) assesses parents' levels of participation in education through dimensions such as teacher communication, home-based learning support, and participation in school activities. However, it does not comprehensively address parental perceptions regarding guidance services, school administration, and the quality of social activities. Likewise, the family–school cooperation scales discussed by Erdoğan and Demirkasımoğlu (2010) focus on measuring parents' attitudes and expectations toward collaboration, rather than addressing school service domains within a multidimensional structure.

In Türkiye, there are also studies aimed at determining parents' overall satisfaction with schools (Şişman & Turan, 2004; Özbaş, 2013). Although these studies are valuable in capturing general parental evaluations of schools, they are mostly unidimensional or include a limited number of sub-dimensions. In particular, core school components such as guidance services, social activities, teacher competencies, and school leadership are either examined separately or not assessed within an integrated framework.

In addition, the literature includes measurement tools focusing on school climate (Çalık & Kurt, 2010), satisfaction with guidance services (Yeşilyaprak, 2016), and parental self-efficacy perceptions in special education processes (Sucuoğlu & Kargın, 2014). However, these instruments are either developed for a specific service domain or limited to a particular context, such as special education. This restricts their ability to evaluate parents' perceptions of general school services in a multidimensional and holistic manner.

The scale developed in this study addresses these limitations by examining parents' perceptions of school services in public schools in Türkiye through four simultaneous dimensions: guidance services, social activities, teachers, and school administrators. In this respect, the scale differs from instruments that focus solely on parental involvement or general satisfaction. Instead, it provides a multidimensional and integrative framework for evaluating parents' perceptions of the core functional components of schools.

Therefore, it can be argued that the developed measurement tool stands apart from existing scale studies in the Turkish context in terms of both its scope and the combination of its dimensions, thereby making a unique and meaningful contribution to the literature.

Purpose of the Study

The primary purpose of this study is to develop a valid and reliable measurement tool that examines parents' perceptions of schools within a multidimensional framework. A review of the literature indicates that there are a limited number of instruments addressing parental perceptions, and existing scales are generally either unidimensional or focus only on specific components of schools. In this context, the "Parent-School Perception Scale" developed in this study differs from previous research by adopting a holistic approach that includes school administrators, teachers, guidance services, and social activities as core dimensions.

In addition, the use of a large sample group, the application of both exploratory and confirmatory factor analyses, and the provision of strong evidence for validity and reliability demonstrate that the study makes a significant contribution to the literature. In this respect, the research is expected to contribute not only to academic studies but also to educational practice. The developed scale does not merely describe perception levels; rather, it offers a comprehensive model that evaluates the structural and functional components of schools in an integrated manner.

Method

This study focuses on the development of a scale with statistically verified validity and reliability, aimed at determining the direction and level of parents' perceptions of schools, where their children are enrolled at different educational levels under the Ministry of National Education. Although the study is a scale development research, it was conducted within the framework of the descriptive survey model in terms of the scientific research process.

Descriptive research is defined as studies that aim to describe the current situation as it is and to collect and interpret data in order to identify the characteristics of a group (Büyüköztürk, Kılıç-Çakmak, Akgün, Karadeniz, & Demirel, 2014; Karasar, 2016; Creswell, 2016). The main purpose of this study is to present the existing situation as it is and to determine the psychometric properties of the developed measurement tool. In this regard, the study is classified within the descriptive survey design, as it does not aim to establish causal relationships between variables but rather to describe existing levels of parental perceptions (Creswell, 2016).

Study Group

Sample size is of critical importance in research for obtaining reliable and valid results. The literature presents different recommendations regarding adequate sample size. For instance, some researchers suggest that a minimum of 300 participants is required to obtain a stable factor structure in factor analysis (Norusis, 1998; Guadagnoli & Velicer, 1988). Another commonly proposed criterion is that the sample size should be at least 5 to 10 times the number of observed variables (Bryman & Cramer, 2001, as cited in Çokluk, Şekercioğlu, & Büyüköztürk, 2012). When factors are strong and clearly defined, sample sizes between 100 and 200 may also be considered sufficient (Tabachnick & Fidell, 2001). Cattell (1978, as cited in Bayırlı & Balcı, 2021) recommends a subject-to-variable ratio between 3:1 and 6:1, while Child (2006) suggests that a sample size approximately five times the number of items may be adequate.

The study sample consisted of parents of students enrolled in public schools affiliated with the Ministry of National Education in a province located in the Aegean Region of Türkiye, including the city center, districts, and villages (N = 2,150). Participants were reached through school administrators and teachers at their children's schools, and data collection was carried out on a voluntary basis. Since individuals within the population did not have an equal chance of being selected and the sample was formed based on accessibility, a convenience sampling method was used (Büyüköztürk et al., 2014; Creswell, 2016; Etikan et al., 2016). In scale development studies, convenience sampling is often preferred when a sufficiently large and diverse sample is needed to examine factor structure and reliability (DeVellis, 2017; Worthington & Whittaker, 2006).

As this is a scale development study, its primary aim is to develop a valid and reliable measurement tool for assessing parents' perceptions of schools. In such studies, priority is given not to demographic characteristics of the sample but to determining the factor structure of the developed items and testing the psychometric properties of the scale (DeVellis, 2017; Worthington & Whittaker, 2006). Therefore, detailed demographic data were not collected, and the focus was placed on construct validity and reliability analyses. Comparisons based on demographic variables were considered a potential direction for future studies in which the scale will be applied to different samples (Kline, 2016).

It is generally recommended that Exploratory Factor Analysis (EFA) and Confirmatory Factor Analysis (CFA) be conducted on separate samples, as CFA aims to confirm the structure derived from EFA using an independent dataset (Kline, 2016). However, the literature also indicates that when a sufficiently large sample is available, splitting the dataset into two subsamples—one for EFA and the other for CFA—is an acceptable approach (Worthington & Whittaker, 2006; Hair et al., 2019; Brown, 2015; DeVellis, 2017). Brown (2015) and Kline (2016) also emphasize that this approach is methodologically appropriate, particularly when practical constraints are present. Therefore, although using independent samples is ideal, dividing a large dataset for EFA and CFA is considered a valid procedure in psychometric research.

Data Collection and Analysis Process

In order for the measured construct to be validly and reliably represented, the measurement instrument developed in this study was first required to demonstrate these psychometric qualities. Accordingly, Exploratory Factor Analysis (EFA) was initially conducted to establish the validity of the "parents' perceptions of schools" scale, followed by Confirmatory Factor Analysis (CFA) to test the accuracy of the obtained structure. The internal consistency of the scale was assessed using Cronbach's alpha coefficient, and a high level of reliability was achieved. Data analyses were performed using the Statistical Package for the Social Sciences (SPSS 23) and LISREL 8.84 software packages, and the results of EFA and CFA were interpreted to evaluate the validity of the factor structure.

This methodological approach incorporates the procedures recommended in the literature to ensure both scientific rigor and the validity and reliability of measurement instruments in scale development studies. In this way, parents' perceptions of schools can be systematically and reliably examined (Guadagnoli & Velicer, 1988; Bryman & Cramer, 2001; Tabachnick & Fidell, 2001).

As noted above, a total of 2,150 parents were reached through school administrators and teachers within the scope of the study. Of these, 1,800 parents returned the questionnaires. Upon

examination of the returned forms, it was determined that 1,658 were completed appropriately and without missing data, whereas the remaining forms were excluded due to incomplete or invalid responses. The final dataset of 1,658 valid responses was divided into two independent subsamples. Accordingly, 1,000 responses were used for Exploratory Factor Analysis (EFA), and 658 responses were used for Confirmatory Factor Analysis (CFA). Thus, the exploration and validation of the factor structure were conducted on two independent samples, strengthening the methodological robustness of the analyses.

While some researchers argue that EFA and CFA can be conducted on the same dataset (Henson & Roberts, 2006; Turgut & Baykul, 2012), there are differing views regarding this practice. Some scholars state that conducting both analyses on the same sample may pose methodological limitations (Brown, 2015; Kline, 2011). If different results emerge from applying two distinct methodological approaches to the same dataset, this may indicate issues with the analytical approaches rather than the dataset itself (Brown, 2015).

From another perspective, it is argued that conducting EFA and CFA on the same dataset is not appropriate because EFA is a data-driven technique, whereas CFA is used to test a pre-specified theoretical model (Hayduk, 2014; Schumacker & Lomax, 2010). Therefore, using the same dataset for both stages may not provide sufficient evidence for model validation. However, some researchers suggest that when a sufficiently large sample is available, applying both EFA and CFA within the same dataset can be methodologically acceptable (Doğan, 2017; Weston & Gore, 2006). In such cases, dividing the sample into two subsamples—one for EFA and the other for CFA—is considered a valid approach that allows for independent validation of the factor structure.

The appropriateness of conducting EFA and CFA on the same or different samples depends on the researcher's methodological choices and the size of the sample (Brown, 2015; Kline, 2011; Weston & Gore, 2006). Both approaches have advantages and limitations; therefore, the most suitable method should be selected in line with the research objectives and conditions. Some scholars also suggest that these analyses may be conducted on different samples with similar demographic characteristics (Mundfrom, Shaw, & Ke, 2005; Osborne, 2014; Preacher & MacCallum, 2002, as cited in Bayırlı & Balcı, 2021).

In this study, in addition to the approaches suggested in the literature, an alternative strategy was adopted. Since a sufficiently large sample was available, the dataset was split into two parts: 1,000 participants were used for EFA, and the remaining 658 participants were used for CFA. This approach ensured both methodological rigor and independent validation of the scale structure.

Development of the Measurement Instrument

The development of the measurement instrument was carried out in four stages. In the first stage, parents' perceptions of school administration, teachers, guidance services, and overall school functioning were identified as sub-dimensions, and parents' perceptions regarding these domains were examined. In the second stage, a group of 50 parents was asked to express their views in writing regarding these sub-dimensions, and qualitative data were collected through open-ended responses. In the third stage, a literature review was conducted to identify studies that could contribute to item development (Ball, Bates, Amorose, & Anderson-Kasap, 2017; Ertem & Gökalp, 2017; Bugay, Avcı, & Özdemir, 2018; Çayak, 2024; Yurtbakan & Akyıldız, 2020; Hill, 2006). In the fourth stage, an 80-item draft scale was developed based on the findings obtained from the previous three stages. The items were reviewed in terms of language clarity and meaning integrity by an expert in the field, and necessary revisions were made.

The scale was designed using a five-point Likert-type format. The response options were structured as "Strongly Disagree" (1), "Disagree" (2), "Neither Agree nor Disagree" (3), "Agree" (4), and "Strongly Agree" (5). Scoring was arranged such that negatively worded items were reverse-coded from 1 to 5, whereas positively worded items were scored from 5 to 1.

Data Analysis

In order for the developed instrument to adequately measure parents' perceptions of schools, it must demonstrate sufficient validity and reliability. Exploratory Factor Analysis (EFA) was employed

to examine the construct validity of the scale. Factor analysis is a statistical technique used to reduce a large number of interrelated variables into a smaller number of conceptually meaningful and relatively independent factors (Tatlıdil, 1992; Çokluk, Şekercioğlu, & Büyüköztürk, 2012; Patır, 2019; Doğan & Başokçu, 2010; Hayton, Allen, & Scarpello, 2004; Hurley et al., 1997). Johnson and Wichern (2002, as cited in Karagöz, Demir, & Günel, 2019) define factor analysis as a statistical method used to reveal the underlying latent dimensions behind a large number of observable variables.

In this study, EFA was conducted first, followed by Confirmatory Factor Analysis (CFA). SPSS 23 was used for item statistics and EFA, while CFA was performed using LISREL 8.8.

Findings

Before conducting factor analysis on the data, Bartlett's Test of Sphericity was used to determine whether the data were suitable for factor analysis, and the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) coefficient was used to assess whether the sample size was adequate for factorization. The obtained statistics are presented in Table 1.

Table 1. Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) measure of sampling adequacy and bartlett's test of sphericity results

Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) Measure of Sampling Adequacy		.975
	Approx. Chi-Square (χ^2)	42267.820
Bartlett's Test of Sphericity	df	703
	<i>p</i>	.000

When the data presented in Table 1 are examined, the Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) measure of sampling adequacy is found to be 0.975. In the literature, KMO values of 0.90 and above are considered to indicate a “marvelous” level of adequacy (Özgür, 2003; Şencan, 2005; Kalaycı, 2008; Çokluk, Şekercioğlu, & Büyüköztürk, 2010; Tavşancıl, 2014; Yaşar, 2014; Güriş & Astar, 2014). This result indicates that the sample size is highly appropriate for factor analysis and that the items have sufficient adequacy to reveal a reliable factor structure.

The results of Bartlett's Test of Sphericity were found to be $\chi^2 = 42,267.82$, $df = 703$, and $p < .001$. This test examines whether the correlation matrix is an identity matrix, and a significant p -value indicates that there are sufficient correlations among the items, confirming the suitability of the data for factor analysis.

In summary, the statistics presented in Table 1 clearly demonstrate that both the sample size and the inter-item correlations are appropriate for factor analysis. Following the determination of data suitability, Exploratory Factor Analysis (EFA) was conducted first, followed by Confirmatory Factor Analysis (CFA).

Exploratory Factor Analysis (EFA)

Exploratory Factor Analysis (EFA) is a multivariate statistical technique that aims to reduce a large number of observed variables into a smaller number of latent factors by analyzing their shared variance (Fabrigar et al., 1999; Hair et al., 2019). The fundamental assumption of EFA is that correlations among observed variables are explained by a limited number of underlying latent constructs. In this respect, EFA allows the discovery of the underlying structural pattern of a measurement instrument.

Theoretically, EFA enables researchers to identify a factor structure without being constrained by a predefined model, allowing a data-driven approach. This is particularly advantageous in newly developed scales or in situations where theoretical structures have not yet been empirically tested (Costello & Osborne, 2005; Worthington & Whittaker, 2006). In scale development literature, the primary function of EFA is to determine the factor loading patterns of items and to provide initial empirical evidence for construct validity (DeVellis, 2017).

EFA also enables the use of multiple criteria such as eigenvalues, scree plot, and parallel analysis for determining the number of factors, thereby grounding model specification in statistical evidence (Hair et al., 2019). The results obtained at this stage provide a theoretical and empirical

foundation for the subsequent Confirmatory Factor Analysis (CFA). While CFA is based on testing a predefined model, EFA focuses on model exploration (Brown, 2015; Kline, 2016). Therefore, applying both techniques on independent samples enhances methodological rigor in scale development studies.

For the EFA, data were analyzed using the Statistical Package for the Social Sciences (SPSS 23). Initially, missing values were examined, and the adequacy of the sample size and the assumption of normality were tested. The results indicated that there were no missing data and that the distribution met the assumption of normality. After verifying these conditions, EFA was conducted. The analysis revealed a four-factor structure. The first factor was labeled “School Guidance Services,” the second factor “School Social Activities,” the third factor “Teachers at School,” and the fourth factor “School Administrators.” The statistical results of the EFA are presented in Table 2.

Table 2. Total variance explained by the scale

Factors	Initial Eigenvalues		
	Eigenvalue	Variance (%)	Cumulative (%)
1. School Guidance Services	16.759	44.102	44.102
2. School Social Activities	3.048	8.021	52.122
3. Teachers at School	1.988	5.231	57.354
4. School Administrators	1.579	4.156	61.510

When Table 2 is examined, it is observed that a four-factor structure emerged based on the Exploratory Factor Analysis (EFA) results. Two criteria were used to determine the number of factors. The first is eigenvalues, which are used both to explain the total variance accounted for by the factors and to determine the number of factors. Factors with eigenvalues greater than 1 were considered significant. The second criterion is the total explained variance; for a structure to be accepted as a factor, the explained variance is expected not to fall below 5%.

In the four-factor structure, the first factor, “School Guidance Services,” has an eigenvalue of 16.759 and explains 44.102% of the total variance. The second factor, “School Social Activities,” has an eigenvalue of 3.048 and explains 8.021% of the total variance. The third factor, “Teachers at School,” has an eigenvalue of 1.988 and explains 5.231% of the total variance. The fourth factor, “School Administrators,” has an eigenvalue of 1.579 and explains 4.156% of the total variance. Thus, the total variance explained by the scale is 61.51%. In social sciences, explaining between 40% and 60% of the total variance is generally considered acceptable (Scherer, Luther, Wiebe, & Adams, 1988). In this study, the 61.51% explained variance indicates that the scale has strong construct validity.

Table 2 also indicates that the scale has a four-factor structure with a strong construct validity (Özmentes, 2006; Bütüner & Gür, 2007; Turanlı, Türker, & Keçeli, 2008; Çokluk, Şekercioglu, & Büyüköztürk, 2012; Yaşar, 2014). A clear difference is observed between the eigenvalues of the first and second factors, whereas no substantial differences are observed among the subsequent factors. Additionally, the fact that the first factor alone explains more than 40% of the total variance provides further evidence of construct validity.

In conclusion, the developed scale is capable of reliably explaining 61.51% of parents’ perceptions of schools.

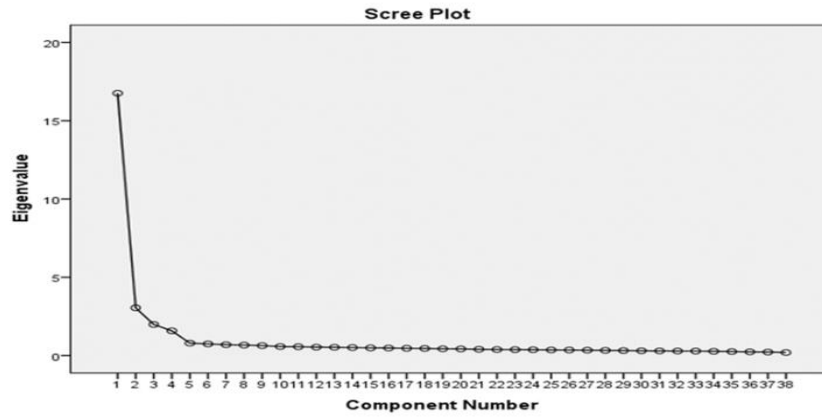


Figure 1. Scree plot of the parent–school perception scale

The scree plot corresponding to the 38 items included in the final version of the scale is presented in Figure 1. The scree plot is widely accepted in the literature as one of the commonly used methods for determining the number of factors in scale development studies.

As shown in Figure 1, a clear and distinct decline is observed from the first factor to the second factor, from the second to the third factor, and from the third to the fourth factor. In contrast, no sharp decline is observed after the fifth factor and in subsequent factors. This visual inspection of the graph indicates that the scale has a four-factor structure.

The results of the Exploratory Factor Analysis (EFA) also confirm that the scale consists of four factors. The distribution of the 38 items across the factors and their respective factor loadings are presented in Table 3. In the literature, low factor loadings indicate that an item does not sufficiently relate to the underlying factor (Çokluk, Şekercioğlu, & Büyüköztürk, 2012). It is also suggested that factor loadings should generally not fall below 0.40 (Çokluk, Şekercioğlu, & Büyüköztürk, 2012).

In this study, the factor loadings of the items were examined in detail, and items with factor loadings below 0.50 were excluded from the scale. Thus, only items with factor loadings of 0.50 and above were retained in the final version of the scale. Furthermore, it was also checked whether any items loaded significantly on more than one factor. The analyses revealed no cross-loading items, indicating that each item was clearly and distinctly associated with its respective factor (Brown, 2015; Hair et al., 2019; Kline, 2016). The findings of the EFA are presented in Table 3.

Table 3. Factor loadings, item–total correlations, and communalities based on Exploratory Factor Analysis (EFA)

Factors	Item	Item–Total Correlation(r_{jk})	Item communalities (h^2)	Factors (Component)			
				1	2	3	4
School Guidance Services	1	.676	.654	.751			
	2	.717	.686	.751			
	3	.652	.642	.746			
	4	.716	.680	.745			
	5	.675	.630	.725			
	6	.612	.583	.725			
	7	.681	.630	.720			
	8	.649	.611	.716			
	9	.657	.598	.709			
	10	.636	.579	.704			
	11	.693	.622	.696			
	12	.592	.513	.660			
	13	.693	.565	.614			
	14	.674	.548	.601			

Table 3. Factor loadings, item–total correlations, and communalities based on Exploratory Factor Analysis (EFA) (Continued)

Factors	Item	Item–Total Correlation (r_{jk})	Item communalities (h^2)	Factors (Component)			
				1	2	3	4
School Social Activities	15	.670	.666	.755			
	16	.705	.675	.734			
	17	.703	.670	.731			
	18	.725	.690	.726			
	19	.701	.666	.720			
	20	.663	.621	.716			
	21	.704	.656	.709			
	22	.735	.687	.704			
	23	.666	.615	.699			
	24	.568	.539	.678			
	25	.671	.604	.675			
	26	.686	.584	.638			
	Teachers at School	27	.575	.652			.718
		28	.590	.642			.702
29		.567	.619			.702	
30		.633	.666			.690	
31		.583	.596			.659	
32		.581	.535			.599	
School Administrators	33	.494	.591			.715	
	34	.594	.647			.702	
	35	.510	.565			.677	
	36	.514	.553			.673	
	37	.523	.552			.662	
	38	.552	.541			.634	

When Table 3 is examined, the structure of the scale factors and the factor loadings of the items can be clearly observed. The first factor consists of 14 items, and the factor loadings of these items range between .61 and .751. Since all items in this factor are directly related to school guidance services, this factor was named “School Guidance Services.” The second factor consists of 12 items, with factor loadings ranging between .638 and .755. As the items in this factor are related to school-based social activities, this factor was named “School Social Activities.” The third factor consists of 6 items, and the factor loadings range between .599 and .718. Since all items in this factor are associated with teachers, this factor was labeled “Teachers at School.”

Finally, the fourth factor also consists of 6 items, with factor loadings ranging between .634 and .715. As these items are related to school administrators, this factor was named “School Administrators.”

Communality values indicate the proportion of each item’s total variance that is explained by the factors. In other words, they reflect how much of an item’s variance is shared with the underlying factor structure. Higher communality values indicate a stronger relationship between the item and the factor, meaning that a substantial portion of its variance is explained by the factors. In contrast, low communality values suggest that the item is not sufficiently related to the factor structure and that only a small portion of its variance is shared with the factors.

In scale development studies in the social sciences, a communality value of 0.50 or higher is generally considered to indicate that an item contributes meaningfully to the corresponding factor. Items with communality values below 0.50 are typically considered weakly associated with the factor

structure, meaning that they do not adequately share variance with the underlying factors, and such items are usually recommended for removal from the scale.

In short, item communality reflects the extent to which an item contributes to the construct being measured and its consistency with the overall factor structure.

Confirmatory Factor Analysis (CFA)

Confirmatory Factor Analysis (CFA) is a statistical technique used to test the construct validity of a scale or measurement instrument. CFA evaluates the extent to which a pre-specified factor structure fits the observed data and examines the consistency between the theoretically proposed model and empirical evidence. Unlike Exploratory Factor Analysis (EFA), which is data-driven and used for discovering underlying structures, CFA serves to confirm hypothesized models.

CFA is commonly applied in scale development and adaptation studies, as it provides evidence regarding whether a measurement instrument is reliable and valid. In doing so, it enhances the scientific credibility of the findings. Additionally, CFA helps identify problematic or unnecessary items by estimating factor loadings and evaluating model fit indices. Therefore, CFA is considered an essential method for demonstrating the structural integrity and psychometric quality of a measurement instrument.

CFA is an advanced statistical approach that examines how well a theoretically defined measurement model fits the observed data. This method is primarily used to test hypotheses regarding relationships among variables based on a researcher-defined structure (Brown, 2015; Tabachnick & Fidell, 2013). It allows researchers to assess the degree of alignment between empirical data and theoretical expectations (Schumacker & Lomax, 2010). Widely used in social sciences, psychology, and education, CFA plays a critical role in ensuring the construct validity and reliability of measurement instruments (Byrne, 2016; Kline, 2015).

In CFA, researchers first specify the expected factor structure and assign items to latent constructs. The model is then tested using empirical data to evaluate its validity (Hair et al., 2010; Schreiber et al., 2006). During this process, factor loadings, inter-factor correlations, and other structural relationships are examined to assess model adequacy (Bagozzi & Yi, 1988). The results are interpreted through various goodness-of-fit indices, which indicate how well the model fits the data and highlight potential areas for improvement (Schumacker & Lomax, 2010). At the same time, CFA provides evidence supporting construct validity and contributes to evaluating the overall reliability of the measurement model (Byrne, 2010).

Another important application of CFA is testing whether a model operates equivalently across different subgroups. Multi-group CFA allows researchers to examine measurement invariance across demographic or other groups, ensuring that the model functions consistently across populations (Cheung & Rensvold, 2002). Moreover, CFA provides information about the strength of factor loadings and the relative importance of each construct, offering insights into how well each dimension of the scale is measured (Marsh et al., 2004).

Table 4. Goodness-of-fit indices obtained from Confirmatory Factor Analysis (CFA)

Fit Index	Obtained Values	Excellent Values	Acceptable Fit Criteria	Reference
Chi-Square (χ^2)	$p < 0.05$	$p < 0.05$	$p > 0.05$	Kline, 2016
CFI	0.99	≥ 0.95	≥ 0.90	Hu & Bentler, 1999
TLI	0.99	≥ 0.95	≥ 0.90	Bentler & Bonett, 1980
RMSEA	0.045	≤ 0.05	≤ 0.08	Browne & Cudeck, 1993
SRMR	0.033	≤ 0.05	≤ 0.08	Hu & Bentler, 1999
IFI	0.99	≥ 0.95	≥ 0.90	Bollen, 1989
NFI	0.99	≥ 0.95	≥ 0.90	Bentler & Bonett, 1980
PNFI	0.93	≥ 0.70	≥ 0.50	Hooper et al., 2008
RFI	0.99	≥ 0.95	≥ 0.90	Bollen, 1989
GFI	0.90	≥ 0.95	≥ 0.90	Jöreskog & Sörbom, 1996
AGFI	0.90	≥ 0.95	≥ 0.90	Jöreskog & Sörbom, 1996

When Table 4 is examined, it is observed that the results of the Confirmatory Factor Analysis (CFA) were obtained to evaluate the fit between the observed data and the proposed four-factor structure of the developed measurement instrument. The CFA findings indicate that the scale demonstrates a strong structure both theoretically and statistically.

When the goodness-of-fit indices are examined, it is seen that the CFI, TLI, IFI, NFI, and RFI values are at a very high level of 0.99. This result indicates strong construct validity and shows that the factor structure fits the data at a high level (Bentler & Bonett, 1980; Bollen, 1989; Hu & Bentler, 1999).

The RMSEA and SRMR values were found to be 0.045 and 0.033, respectively. These values indicate a low level of model error and suggest a good model–data fit (Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1999). In addition, the GFI and AGFI values being at the 0.90 level support that the model demonstrates an acceptable level of fit (Jöreskog & Sörbom, 1996). The PNFI value of 0.93 further indicates that the model is both well-fitting and sufficiently parsimonious (Hooper et al., 2008).

When all fit indices are considered together, it can be concluded that the four-factor model shows a high level of fit with the observed data and that the construct validity of the scale is strongly supported. The CFA results also demonstrate the significance of each factor within the model and confirm adequate factor loadings, thereby supporting the psychometric reliability of the measurement instrument (Bagozzi & Yi, 1988; Hair et al., 2010; Schreiber et al., 2006).

Moreover, the multi-group analyses provided by CFA allow for testing the consistency of the model across different subgroups. This suggests that the scale yields valid measurements across individuals with different demographic characteristics (Cheung & Rensvold, 2002; Marsh et al., 2004).

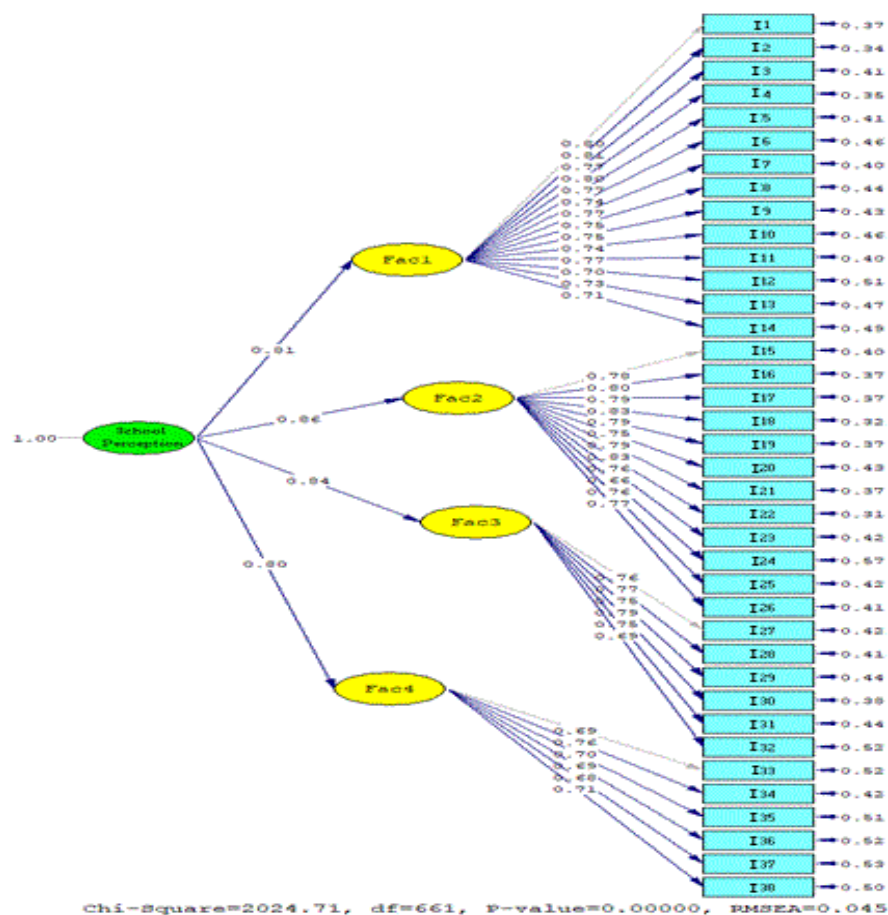


Figure 2. Second-order confirmatory factor analysis path diagram

To examine the multidimensional and hierarchical structure of the construct representing school perception, a second-order Confirmatory Factor Analysis (CFA) was conducted. The literature emphasizes that when multiple first-order factors are highly correlated, modeling their shared variance

through a higher-order latent construct is both theoretically and statistically more appropriate (Brown, 2015; Kline, 2016).

In the path diagram, the first-order factors (Fac1, Fac2, Fac3, and Fac4) were defined through their observed items, and each item was found to load significantly and at acceptable levels on its respective factor. The fact that most factor loadings were above .60 indicates that convergent validity of the measurement model was achieved (Hair et al., 2019).

The relationships among the first-order factors were not specified as freely correlated in this study; instead, they were modeled indirectly through a higher-order latent construct labeled “school perception.” This approach not only prevents potential multicollinearity issues arising from high inter-factor correlations but also provides a more parsimonious representation of the conceptual structure (Marsh & Hocevar, 1985; Byrne, 2012).

The results of the second-order CFA indicate that the standardized path coefficients between the higher-order “school perception” construct and the first-order factors are relatively high. This finding suggests that the sub-dimensions are not independent of one another; rather, they are meaningfully integrated under a broader conceptual framework. In other words, although school perception is measured through distinct dimensions, these dimensions converge under a general latent structure (Gorsuch, 1983).

Regarding model fit, the RMSEA value falls within acceptable fit, indicating a good fit between the proposed second-order model and the observed data. Considering that the chi-square statistic is expected to be significant in large sample sizes, model fit should be interpreted using multiple indices. Overall, the goodness-of-fit results demonstrate that the second-order model provides an adequate and appropriate measurement structure (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016).

In conclusion, the CFA results confirm that the four-factor structure of the developed scale is consistent with the theoretically proposed model and represents a valid and reliable measurement instrument that fits the observed data.

Reliability of the Measurement Instrument

In addition to validity, reliability is a fundamental criterion in scientific research. Reliability refers to the degree to which a measurement instrument consistently measures the intended construct without random error. To assess the reliability of the developed “Parents’ School Perception Scale,” internal consistency coefficients, including Cronbach’s alpha (α) and omega (ω), were calculated. The overall reliability of the scale as well as the reliability coefficients for each of the four factors are presented in Table 5.

Table 5. Reliability coefficients for the total scale and sub-dimensions

	Items	\bar{X}	S_x	α	ω
1st Dimension (School Guidance Services)	I1, I2, I3, I4, I5, I6, I7, I8, I9, I10, I11, I12, I13, I14	54.99	12.01	.949	.949
2nd Dimension (School Social Activities)	I15, I16, I17, I18, I19, I20, I21, I22, I23, I24, I25, I26	46.22	10.42	.947	.948
3rd Dimension (Teachers at School)	I27, I28, I29, I30, I31, I32	25.07	4.58	.875	.876
4th Dimension (School Administrators)	I33, I34, I35, I36, I37, I38	24.19	4.77	.849	.851
Total Scale		150.47	26.98	.965	.965

According to Table 5, both Cronbach’s alpha (α) and McDonald’s omega (ω) coefficients for the overall scale were calculated as .965. These values indicate that the scale has a high level of reliability and are considered sufficient for reliability in social sciences research (Nunnally, 1978; Liu, 2003; Tavşancıl, 2014). High internal consistency suggests that the scale items are strongly interrelated

and accurately reflect the underlying psychological construct intended to be measured (Tavşancıl, 2002; Büyüköztürk, 2004).

The reliability coefficients for the sub-dimensions are also notably high: for the first factor, *School Guidance Services*, $\alpha = .949$ and $\omega = .949$; for the second factor, *School Social Activities*, $\alpha = .947$ and $\omega = .948$; for the third factor, *Teachers at School*, $\alpha = .875$ and $\omega = .876$; and for the fourth factor, *School Administrators*, $\alpha = .849$ and $\omega = .851$. These results confirm both the overall reliability of the scale and the internal consistency of its sub-dimensions. The consistency between omega and Cronbach's alpha coefficients indicates a balanced distribution of variance across factors in the measurement model and supports the psychometric robustness of the scale.

Overall, the high reliability coefficients obtained demonstrate that the *Parent-School Perception Scale* reliably and consistently measures the intended construct at both the total score and sub-dimension levels. These findings suggest that the scale can be confidently used in social science research.

Discussion, Conclusion, and Recommendations

In this study, the psychometric properties of the *Parent-School Perception Scale* were evaluated through comparisons with similar scales developed in both national and international literature. The Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure of sampling adequacy was found to be .975, and Bartlett's Test of Sphericity yielded $\chi^2(703) = 42,267.82$, $p < .001$, indicating that the data were suitable for factor analysis. In the literature, a KMO value of .90 or above is considered to indicate excellent sampling adequacy for factor analysis (Şencan, 2005; Kalaycı, 2008). In this regard, the sample and dataset used in the present study provide a strong foundation for conducting psychometric analyses.

The four-factor structure obtained through Exploratory Factor Analysis (EFA)—namely *School Guidance Services*, *School Social Activities*, *Teachers at School*, and *School Administrators*—explained 61.51% of the total variance. While an explained variance between 40% and 60% is generally considered acceptable in social sciences (Scherer, Luther, Wiebe, & Adams, 1988), the obtained value of 61.51% indicates that the scale has a strong structural explanatory power. Many national and international studies report similar levels of explained variance.

For example, the *Parent-Teacher Relationship Scale* developed by Koç (2018) explained 63.5% of the total variance and reported a reliability coefficient of $\alpha = .90$. Similarly, the *School Attitude Scale* developed by Alici (2013) explained 58.2% of the total variance and demonstrated high reliability with $\alpha = .907$. The *Family-School Perception and Participation Scale* developed by Yurtbakan and Akyıldız (2020) reported an overall reliability coefficient of .907 and an explained variance exceeding 55%. The *Perception of School Success Scale* developed by Yüksel and Kutlu (2024) yielded approximately 52% explained variance and an internal consistency coefficient of $\alpha = .81$, indicating a moderate level of reliability. In addition, the *School Experiences Scale*, adapted into Turkish by Akın and Sarıçam (2014), reported a total variance explanation of 62.47%, with subscale alpha coefficients ranging between .84 and .92. Taken together, these findings suggest that the 61.51% variance explained in the present study is consistent with well-established scales in the national literature.

In terms of reliability, the overall reliability coefficient of the scale in the present study was found to be .965 for both Cronbach's alpha and McDonald's omega, which exceeds the commonly accepted threshold for high internal consistency in social sciences (Nunnally & Bernstein, 1994). Alpha values above .90 are generally interpreted as indicating high internal consistency, whereas coefficients exceeding .95 are considered to reflect a very high level of homogeneity among items (George & Mallery, 2003; Tavakol & Dennick, 2011). However, it has also been noted in the literature that alpha coefficients above .95 may indicate redundancy among items and a potential reduction in item diversity (Tavakol & Dennick, 2011). Although the high reliability coefficient in the present study indicates a homogeneous structure, the item contents were also examined in terms of theoretical relevance and scope, and it was determined that the level of content overlap among items remained within acceptable limits.

Similar psychometric profiles are also observed in the international literature. For instance, the *School Climate Inventory* developed by Freiberg and Stein (1999) explained 65.3% of the total variance and reported an internal consistency coefficient of $\alpha = .91$. Likewise, Barry Fraser's (1998) *Classroom*

Environment Instruments demonstrated an explained variance of approximately 62% and a reliability coefficient of $\alpha = .88$, indicating strong psychometric properties in measuring perceptions of school climate and learning environments. In the organizational climate scales developed by Hoy and Feldman (1987), the total variance explained was approximately 60.5%, with a reliability coefficient of around .87. Furthermore, in school climate scales examined by Cohen, McCabe, Michelli, and Pickeral (2009), subscale alpha coefficients are generally reported in the range of .80–.90, while total variance explained ranges between 58% and 64%. In scales developed based on Epstein's (2001) parental involvement model, subscale reliability coefficients typically vary between .75 and .89. Similarly, in organizational climate studies by Tagiuri and Litwin (1968), total variance explained is reported within the 55–60% range, with reliability coefficients generally exceeding .80.

These international examples indicate that the variance explained and reliability coefficients obtained in the present study fall within the widely accepted standards in both national and international literature. For example, the 65.3% variance explained in the *School Climate Inventory* and the $\alpha = .91$ reported by Freiberg and Stein (1999) confirm the strong structural validity of that scale. Similarly, the $\alpha = .88$ coefficient of the *Classroom Environment Instruments* demonstrates adequate internal consistency.

The Confirmatory Factor Analysis (CFA) results obtained in the present study also provide strong evidence for the structural validity of the scale. The fit indices (CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .045, SRMR = .033, etc.) indicate that the theoretical model is highly consistent with the observed data and demonstrates an excellent level of fit. These findings are in line with the CFA fit criteria commonly accepted in both national and international psychometric research (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016). For instance, international school climate studies typically consider thresholds such as $CFI \geq .95$ and $RMSEA \leq .08$ as acceptable (Byrne, 2016; Schreiber et al., 2006), whereas the values obtained in this study meet even more stringent fit criteria.

The content-based evaluation of the factor structure also reveals consistency with similar scales in the literature. The *School Guidance Services* factor highlights the importance of psychosocial support mechanisms in shaping parents' perceptions; within the framework of school climate, this dimension occupies a central role in perceived adaptation, participation, and support for both students and families (Fraser, 1998). The *School Social Activities* factor demonstrates that both in-school and out-of-school activities serve as key components in strengthening parent–school relationships. This factor is closely related to social interaction and perceived community support, which are similarly represented in international school climate scales under dimensions such as social connectedness and community perception (Cohen et al., 2009). The *Teachers at School* factor focuses on parent–teacher relationships and indicates that teacher behaviors and professional interactions significantly influence parental perceptions. International studies similarly emphasize the critical role of teacher support and communication in shaping perceptions of the learning environment (Schueler et al., 2014). Finally, the *School Administrators* factor reflects the role of school leadership in parental perceptions, aligning with broader organizational climate literature that identifies leadership as a key determinant of institutional climate (Hoy & Feldman, 1987; Tagiuri & Litwin, 1968).

Taken together, these findings suggest that the present scale demonstrates strong validity and robustness within both national and international psychometric standards. Moreover, the four-factor structure of the scale is consistent with similar instruments in the literature in both qualitative and quantitative terms, indicating that the scale possesses both theoretical coherence and empirical integrity.

The first factor, *School Guidance Services*, constitutes the central component of the scale, with an explained variance of 44.102% and a Cronbach's alpha coefficient of .96 (Omega = .96). An explained variance exceeding 44% indicates a level of structural concentration that is rarely observed in multidimensional social science scales. In the national literature, guidance or psychosocial support dimensions typically account for more limited proportions of variance. For instance, in the study by Yurtbakan and Akyıldız (2020), family participation sub-dimensions explained between 12% and 18% of the variance, with reliability coefficients ranging from .82 to .89. Similarly, in Koç (2018), the parent–teacher interaction dimension explained approximately 15% of the variance and reported an alpha coefficient of .88.

In the international literature, psychosocial support or counseling dimensions within school climate studies generally account for 10–20% of the total variance. For example, in the *School Climate Inventory* developed by Freiberg and Stein (1999), the support services dimension explained approximately 17% of the variance with an alpha coefficient of .88. In the school climate model proposed by Cohen et al. (2009), the psychosocial safety dimension accounted for 14% of the variance and demonstrated a reliability coefficient of .86.

In this context, the 44.102% variance explained in the present study suggests that guidance services are not merely a sub-dimension in parental perceptions but rather constitute a central function of the school. This finding implies that, within the Turkish context, guidance services have evolved into a critical area of parental expectations, particularly in relation to academic counseling, exam guidance, and psychosocial support.

The second factor, *School Social Activities*, accounts for 8.021% of the total variance and demonstrates a Cronbach's alpha coefficient of .91 (Omega = .91). Although this rate is lower compared to the first factor, it is well documented in the parental involvement literature that social activity dimensions typically explain between 6% and 10% of the variance. In the study by Yurtbakan and Akyıldız (2020), the social participation dimension explained 9% of the variance with an alpha coefficient of .85. Similarly, in Alıcı (2013), the attitude toward social activities dimension explained approximately 10% of the variance and reported a reliability coefficient of .87.

A similar distribution is observed in international studies. In the classroom environment scales developed by Fraser (1998), social participation dimensions explain between 8% and 12% of the variance, with alpha coefficients ranging from .84 to .89. In the study by Hoy and Feldman (1987), the social interaction dimension accounted for 9% of the variance with a reliability coefficient of .85.

These comparisons indicate that the 8.021% variance explained in the present study is consistent with the literature. However, a noteworthy point is that social activities appear to occupy a secondary position compared to the guidance factor. This finding suggests that parents tend to prioritize the academic and guidance-related functions of schools over social activities in their overall perceptions.

The third factor, *Teachers at School*, explains 5.231% of the total variance and has a Cronbach's alpha coefficient of .93 (Omega = .93). Although the relatively lower variance explained by this factor may initially seem limited, it is known that, in the teacher trust literature, factors typically account for between 5% and 15% of the variance. In Koç (2018), the teacher trust dimension explained 14% of the variance with an alpha value of .90. Similarly, in Yüksel and Kutlu (2024), the teacher competence dimension explained 11% of the variance with a reliability coefficient of .83. In the international literature, the organizational trust model developed by Hoy and Feldman (1987) reported that the teacher trust dimension explained 12% of the variance with an alpha coefficient of .87. Likewise, in the study by Cohen et al. (2009), the teacher–student relationship dimension accounted for 13% of the variance and demonstrated a reliability coefficient of .88.

Although the 5.231% variance explained in the present study is relatively lower, the high reliability coefficient of .93 indicates strong internal homogeneity of the factor. This suggests that parents' perceptions of teachers may be more integrated and coherent, yet represent a comparatively smaller source of variance relative to other dimensions.

The fourth factor, *School Administrators*, explains 4.156% of the total variance and demonstrates a Cronbach's alpha coefficient of .92 (Omega = .92). Leadership and management perception dimensions in the literature typically explain between 4% and 10% of the variance. In Koç (2018), the management support dimension accounted for 8% of the variance with an alpha value of .86. In the international context, Freiberg and Stein (1999) reported that the leadership dimension explained 10% of the variance with a reliability coefficient of .89. In this regard, while the 4.156% variance explained in the present study is close to the lower bound reported in the literature, the high reliability coefficient of .92 indicates that perceptions of school administrators form a consistent and coherent structure. This finding suggests that parents' evaluations of school administrators are more selective but internally consistent.

Recommendations

Based on the findings of this study, it is recommended that the developed scale be applied in different sociocultural regions and various types of schools, and that measurement invariance analyses be conducted. This would allow testing the consistency of the factor structure across diverse samples. In addition, the high internal consistency coefficients (above .90) observed in some sub-dimensions raise the possibility of item redundancy. Therefore, future studies may focus on item reduction analyses and the development of a short-form version of the scale.

To further examine the structural relationships among the dimensions of the scale, studies based on structural equation modeling are also recommended. Moreover, investigating the relationships between scale scores and variables such as academic achievement, school engagement, student well-being, and parental involvement would strengthen evidence for criterion-related validity. Finally, developing teacher and student forms of the scale and conducting comparative studies based on multiple data sources would contribute to a more holistic evaluation of school climate and stakeholder perceptions.

In addition, test–retest reliability studies are recommended to assess the temporal stability of the scale. This would provide evidence not only for internal consistency but also for stability over time. Conducting analyses based on Item Response Theory (IRT) would also make a significant contribution by allowing a more detailed examination of item functioning; in particular, analyzing item discrimination and difficulty parameters would reveal how measurement precision varies across different score levels. Furthermore, performing Differential Item Functioning (DIF) analyses across groups with different socioeconomic backgrounds would provide important evidence regarding the fairness of the scale.

To examine predictive validity, the direct and indirect effects of dimensions such as guidance services and teacher perceptions on students' academic performance or school engagement can be tested through structural equation modeling. Lastly, to enable a deeper interpretation of quantitative findings, collecting qualitative data through mixed-methods designs and conducting parent interviews would strengthen the contextual meaning of the factors and make the cultural foundations of the measured construct more visible.

References

- Akın, A., & Sarıçam, H. (2014). Okul deneyimleri ölçeğinin Türkçeye uyarlanması: Geçerlik ve güvenilirlik çalışması. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, 14(3), 1123–1140.
- Alıcı, D. (2013). Okula yönelik tutum ölçeği'nin geliştirilmesi: Güvenirlik ve geçerlik çalışması. *Eğitim ve Bilim*, 38(168), 318–331.
- Alıcı, N. (2013). *Okula Yönelik Tutum Ölçeği'nin geliştirilmesi: Geçerlik ve güvenilirlik çalışması* (Yüksek lisans tezi). Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü.
- Aldridge, J. M., & McChesney, K. (2020). Measuring school climate: A systematic review of school climate research. *Review of Educational Research*, 90(6), 857–899. <https://doi.org/10.3102/0034654320953033>
- ASCA. (2019). *The ASCA National Model: A framework for school counseling programs* (4th ed.). American School Counselor Association.
- Aydoğdu, E., & Baş, G. (2021). Velilerin okul sosyal etkinliklerine ilişkin algıları. *Eğitim ve Bilim*, 46(207), 243–260.
- Ball, A., Bates, S., Amorose, A. A., & Dawn, A. B. (2017). The Parent Perceptions of Overall School Experiences Scale: Initial development and validation. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 1–12. <https://doi.org/10.1177/0734282917742310>
- Bayırlı, A., & Balcı, A. (2021). Okul müdürlerinin eğitim programı liderliğini belirlemeye yönelik bir ölçek geliştirme çalışması. *Türk Eğitim Bilimleri Dergisi*, 19(2), 1252–1276. <https://doi.org/10.37217/tebd.938818>
- Bekmezci, S. M., & Doğan, N. (2021). Ölçek geliştirmede açılımlı faktör analizi, karar ağacı ve yapay sinir ağları sonuçlarının karşılaştırılması. *Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(4), 135–154.

- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bogay, A., Avcı, D., & Özdemir, S. (2018). Ebeveyn okul iklimi ölçeği Türkçe formunun psikometrik özelliklerinin incelenmesi ve ebeveyn okul iklimi algısının cinsiyete göre belirlenmesi. *İlköğretim Online*, 17(1), 70–81. <https://doi.org/10.17051/ilkonline.2018.413743>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781118619179>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Sage.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.
- Bryan, J., & Holcomb-McCoy, C. (2007). An examination of school counselor involvement in school–family–community partnerships. *Professional School Counseling*, 10(5), 441–454.
- Bütünler, S. Ö., & Gür, H. (2007). V diyagramlarına yönelik bir tutum ölçeğinin geliştirilme çalışması. *Milli Eğitim Dergisi*, 176, 72–85.
- Büyüköztürk, Ş. (2002). Faktör analizi: Temel kavramlar ve ölçek geliştirmede kullanımı. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 32, 470–483.
- Büyüköztürk, Ş. (2004). *Veri analizi el kitabı*. Ankara: Pegem A.
- Büyüköztürk, Ş., Kılıç Çakmak, E., Akgün, Ö. E., Karadeniz, Ş., & Demirel, F. (2014). *Bilimsel araştırma yöntemleri* (17. Baskı). Ankara: Pegem Yayınları.
- Carey, J., & Dimmitt, C. (2012). School counseling and student outcomes: Summary of six statewide studies. *Professional School Counseling*, 16(2), 146–153.
- Christenson, S. L., & Sheridan, S. M. (2001). *Schools and families: Creating essential connections for learning*. Guilford Press.
- Cohen, J., McCabe, E., Michelli, N. M., & Pickeral, T. (2009). School climate: Research, policy, practice, and teacher education. *Teachers College Record*, 111(1), 180–213.
- Creswell, J. W. (2016). *Araştırma deseni; nitel, nicel, karma yöntem yaklaşımları* (3. Baskı). Eğiten Kitap.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334.
- Çayak, S. (2024). Veli-okul işbirliği ölçeğinin karşılıklık ve güvenilirlik çalışması. *Akademik Sosyal Bilim Çalışmaları Dergisi*. <https://doi.org/10.29228/JASSS.75356>
- Çokluk, Ö., Şekercioglu, G., & Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve LISREL uygulamaları*. Pegem Akademi.
- Deslandes, R., & Bertrand, R. (2005). Motivation of parent involvement in secondary-level schooling. *Journal of Educational Research*, 98(3), 164–175.
- Doi, Y., & Minowa, M. (2003). Factor structure of the 12-item general health questionnaire in the Japanese general adult population. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 57(4), 379–383.
- Doğan, N., & Başokçu, T. O. (2010). İstatistik tutum ölçeği için uygulanan faktör analizi ve aşamalı kümeleme analizi sonuçlarının karşılaştırılması. *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi*, 1(2), 65–71.
- Doğan, T. (2017). Ölçek geliştirme çalışmalarında açımlayıcı ve doğrulayıcı faktör analizi kullanımı. *İlköğretim Online*, 16(1), 123–145.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412.
- Durlak, J. A., Weissberg, R. P., & Pachan, M. (2011). A meta-analysis of after-school programs. *American Journal of Community Psychology*, 45(3–4), 294–309.
- Eccles, J. S., & Barber, B. L. (1999). Student council, volunteering, basketball, or marching band: What kind of extracurricular involvement matters? *Journal of Adolescent Research*, 14(1), 10–43.
- Epstein, J. L. (1995). School/family/community partnerships: Caring for the children we share. *Phi Delta Kappan*, 76(9), 701–712.
- Erkan, S. (2011). Okullarda rehberlik hizmetlerinin değerlendirilmesi. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, 11(3), 1147–1166.
- Erkuş, A. (2014). *Psikolojide ölçme ve ölçek geliştirme–I: Temel kavramlar ve işlemler* (2. Baskı). Pegem Akademi.

- Ertem, H. Y., & Gökalp, G. (2017). Velilerin okul iklimi algısı ölçeği'nin Türkçe'ye uyarlanması. *Ahi Evran Üniversitesi Kırşehir Eğitim Fakültesi Dergisi*, 18(2), 155–173.
- Fan, W., & Chen, M. (2001). Parental involvement and students' academic achievement: A meta-analysis. *Educational Psychology Review*, 13(1), 1–22.
- Fietzer, A. W., & Ponterotto, J. (2015). A psychometric review of instruments for social justice and advocacy attitudes. *Journal for Social Action in Counseling and Psychology*, 7(1), 19–40.
- Fraser, B. J. (1998). Classroom environment instruments: Development, validity and applications. *Learning Environments Research*, 1, 7–34.
- Fredricks, J. A., & Eccles, J. S. (2006). Is extracurricular participation associated with beneficial outcomes? *Developmental Psychology*, 42(4), 698–713.
- Freiberg, H. J., & Stein, T. A. (1999). Measuring school climate: The School Climate Inventory. *Journal of Educational and Psychological Measurement*, 59(2), 187–203.
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference* (4th ed.). Allyn & Bacon.
- Gülleroğlu, H. D. (2008). Okula ilişkin tutum ölçeği. *Eğitim Bilimleri ve Uygulama Dergisi*, 7(13), 77–86.
- Güriş, S., & Astar, M. (2014). *Bilimsel araştırmalarda SPSS ile istatistik* (Genişletilmiş 2. Baskı). Der Yayınları.
- Güven, M. (2019). Rehberlik hizmetlerine ilişkin veli algıları. *Milli Eğitim Dergisi*, 48(224), 129–150.
- Hallinger, P. (2011). Leadership for learning: Lessons from 40 years of empirical research. *Journal of Educational Administration*, 49(2), 125–142.
- Hattie, J. (2009). *Visible learning: A synthesis of over 800 meta-analyses relating to achievement*. Routledge.
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use Omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. *Communication Methods and Measures*, 14(1), 1–24.
- Hayduk, L. A. (2014). *Structural equation modeling with LISREL: Essentials and advances*. Johns Hopkins University Press.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191–205. <https://doi.org/10.1177/1094428104263675>
- Hill, K. M. (2006). Development and validation of a scale measuring parental perceptions of the special education process. *Open Access Master's Theses, Paper 1580*. <https://digitalcommons.uri.edu/theses/1580> <https://doi.org/10.23860/thesis-hill-kimberly-2006>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53–60.
- Hoy, W. K., & Feldman, D. H. (1987). The school climate survey: A tool for school improvement. *Educational Administration Quarterly*, 23(3), 35–49. <https://doi.org/10.1177/0013161X8702300304>
- 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>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide*. Scientific Software International.
- Kalaycı, Ş. (2008). *SPSS Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri*. Asil Yayın Dağıtım Ltd., Ankara.
- Karagöz, Y., Demir, M., & Günel, Y. (2019). Araç kasko sigortası yaptırırken şirket seçimini etkileyen faktörlerin tespitine yönelik ölçek geliştirilmesi. *Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 22(42).
- Kashyap, G. C., & Singh, S. K. (2017). Reliability and validity of general health questionnaire (GHQ-12) for male tannery workers: A study carried out in Kanpur, India. *BMC Psychiatry*, 17(1), 102.
- Kline, P. (1994). A general description of factor analysis. *An Easy Guide to Factor Analysis*. Taylor & Francis.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Klassen, R. M., & Chiu, M. M. (2010). Effects on teachers' self-efficacy and job satisfaction. *Teaching and Teacher Education*, 26(4), 741–752.
- Koç, E. (2018). Veli öğretmen ilişkisi ölçeği: Geliştirme, geçerlik ve güvenilirlik çalışması. Hacettepe Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü.
- Koç, M. H. (2018). Veli görüşlerine göre veli öğretmen ilişkisi ölçeğinin geliştirilmesi ve veli öğretmen ilişkisinin incelenmesi. *Milli Eğitim Dergisi*, 218, 56–76.

- Leithwood, K., & Jantzi, D. (2000). The effects of leadership on student engagement. *Journal of Educational Administration*, 38(2), 112–129.
- Li, W. H., Chung, J. O., Chui, M. M., & Chan, P. S. (2009). Factorial structure of the Chinese version of the 12-item general health questionnaire in adolescents. *Journal of Clinical Nursing*, 18(23), 3253–3261.
- Liang, Y., Wang, L., & Yin, X. (2016). The factor structure of the 12-item general health questionnaire (GHQ-12) in young Chinese civil servants. *Health and Quality of Life Outcomes*, 14(1), 136.
- Liu, Y. (2003). Developing a scale to measure the interactivity of websites. *Journal of Advertising Research*, June, 207–217.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. McGraw Hill.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw Hill.
- Özgür, E. (2003). *Çok değişkenli istatistiksel analiz yöntemleri ve bir uygulama*. Gazi Üniversitesi, Doktora Tezi.
- Özmentes, G. (2006). Müzik dersine yönelik tutum ölçeğinin geliştirilmesi. *İlköğretim Online*, 5(1), 23–29. <http://ilkogretim-online.org.tr>
- Patır, S. (2009). Faktör analizi ile öğretim üyesi değerlendirme çalışması. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4), 69–86.
- Rey, J. J., Abad, F. J., Barrada, J. R., Garrido, L. E., & Ponsoda, V. (2014). The impact of ambiguous response categories on the factor structure of the GHQ-12. *Psychological Assessment*, 26(3), 1021–1030.
- Roberts, J. K., & Henson, R. K. (2001). A confirmatory factor analysis of a new measure of teacher efficacy: Ohio State Teacher Efficacy Scale. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, Seattle.
- Scherer, R. F., Luther, D. C., Wiebe, F. A., & Adams, J. S. (1988). Dimensionality of coping: Factor stability using the ways of coping questionnaire. *Psychological Reports*, 62(3), 763–770.
- Schueler, B. E., Capotosto, L., Bahena, C., McIntyre, J., & Gehlbach, H. (2014). Measuring parent perceptions of school climate. *Psychological Assessment*, 26(3), 1218–1229.
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *Journal of Educational Research*, 99(6), 323–338.
- Şencan, H. (2005). *Davranış bilimleri için geçerlik ve güvenirlik*. Seçkin Yayıncılık.
- Sebastian, J., Allensworth, E., & Huang, H. (2017). The role of teacher leadership in how principals influence classroom instruction and student learning. *American Journal of Education*, 123(1), 69–108.
- Sheldon, S. B. (2003). Linking school–family–community partnerships in urban elementary schools to student achievement. *The Elementary School Journal*, 103(5), 401–422.
- Sink, C. A., & Stroh, H. R. (2003). Raising achievement test scores of early elementary school students through comprehensive school counseling programs. *Professional School Counseling*, 6(5), 350–364.
- Taşdan, M., & Yılmaz, K. (2008). Okul yöneticilerinin liderlik stillerine ilişkin öğretmen algıları. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 14(1), 93–112.
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53–55. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- Tavşancıl, E. (2002). *Tutumların ölçülmesi ve SPSS ile veri analizi*. Ankara: Nobel Yayıncılık.
- Tavşancıl, E. (2014). *Tutumların ölçülmesi ve SPSS ile veri analizi* (6. Baskı). Nobel Akademik Yayıncılık.
- Turanlı, N., Türker, K. M., & Keçeli, V. (2008). Matematik alan derslerine yönelik tutum ölçeği geliştirilmesi. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 34, 254–262.
- Whiston, S. C., Tai, W. L., Rahardja, D., & Eder, K. (2011). School counseling outcome research. *Journal of Counseling & Development*, 89(1), 37–55.
- Yıldırım, K. (2019). Velilerin öğretmenlere yönelik algıları. *Milli Eğitim Dergisi*, 48(223), 85–104.
- Yurtbakan, E., & Akyıldız, S. (2020). Aile okul algısı ve katılımı ölçeği: Bir ulaşılabilirlik ve güvenirlik çalışması. *Bayburt Eğitim Fakültesi Dergisi*, 15(30). <https://doi.org/10.35675/befdergi.686853>
- Yüksel, M., & Kutlu, Ö. (2024). Okul başarısını algılama ölçeği: Güvenirlik ve geçerlik çalışması. *Dokuz Eylül Üniversitesi Buca Eğitim Fakültesi Dergisi*, 60, 975-994. <https://doi.org/10.53444/deubefd.1370397>
- Weston, R., & Gore, P. A. (2006). A brief guide to structural equation modeling. *The Counseling Psychologist*, 34(5), 719–751. <https://doi.org/10.1177/0011000006286345>

Worthington, R., & Wittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806–838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>

Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α , Revelle's β , and McDonald's ω H: Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70(1), 123–133. <https://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7>

APPENDIX 1. Parent–School Perception Scale (PSPS)

		①	②	③	④	⑤
		① Strongly Disagree ② Generally Disagree ③ Agree ④ Generally Agree ⑤ Strongly Agree				
PERCEPTIONS OF GUIDANCE SERVICES						
1	I think that the teachers working in the school counseling unit perform their duties with dedication.	①	②	③	④	⑤
2	I think that the counseling services at the school are effective.	①	②	③	④	⑤
3	I think that the approach of the counselors positively affects me when I communicate with them.	①	②	③	④	⑤
4	I think that the teachers in the counseling unit closely follow my child's educational process.	①	②	③	④	⑤
5	I think that the counseling unit tries to provide solutions when my child experiences a problem.	①	②	③	④	⑤
6	I am very satisfied with the counseling services at the school.	①	②	③	④	⑤
7	I think that the counseling teachers contribute to developing a sense of "we" rather than "I" among children.	①	②	③	④	⑤
8	I think that school counselors play an important role in helping children like school.	①	②	③	④	⑤
9	I can confidently entrust my child to the teachers in the counseling unit.	①	②	③	④	⑤
10	I think that the teachers in the counseling unit provide sufficient information regarding children's academic career planning.	①	②	③	④	⑤
11	I think that the counseling teachers treat my child as if they were their own.	①	②	③	④	⑤
12	I think that the teachers in the counseling unit have the competence to provide solutions to my child's possible problems.	①	②	③	④	⑤
13	I think that the counseling teachers are well-equipped to guide children according to their abilities.	①	②	③	④	⑤
14	I am satisfied that the counseling teachers communicate not only with students but also with parents.	①	②	③	④	⑤
PERCEPTIONS OF SCHOOL SOCIAL ACTIVITIES						
15	I think that social activities at school positively change my child's perspective on art.	①	②	③	④	⑤
16	I think that social activities at school contribute to children's development of an institutional identity.	①	②	③	④	⑤
17	I think that social activities help reveal my child's existing talents.	①	②	③	④	⑤
18	I think that social activities positively contribute to my child's personality development.	①	②	③	④	⑤
19	I think that social activities increase my child's self-confidence.	①	②	③	④	⑤
20	I think that social activities contribute to my child's awareness of nature.	①	②	③	④	⑤
21	I think that social activities positively influence my child's perception of society and social values.	①	②	③	④	⑤
22	I think that social activities contribute to the development of shared social values in my child.	①	②	③	④	⑤
23	I think that the school's social activities are appropriate and necessary.	①	②	③	④	⑤
24	I think that art-related activities at school are sufficient.	①	②	③	④	⑤
25	I think that school activities help children socialize with each other.	①	②	③	④	⑤

		①	②	③	④	⑤
		① Strongly Disagree ② Generally Disagree ③ Agree ④ Generally Agree ⑤ Strongly Agree				
26	I think that social activities help my child develop a sense of individuality.	①	②	③	④	⑤
PERCEPTIONS OF TEACHERS						
27	I think that teachers not only provide knowledge but also try to instill mutual respect in students.	①	②	③	④	⑤
28	I think that teachers strive to develop a sense of sharing among students.	①	②	③	④	⑤
29	I think that teachers equip my child with the knowledge and skills to solve future problems.	①	②	③	④	⑤
30	I think that teachers effectively encourage cooperation among students.	①	②	③	④	⑤
31	I think that teachers make efforts to help children work together as a team.	①	②	③	④	⑤
32	I think that teachers at the school have sufficient knowledge in their subject areas.	①	②	③	④	⑤
PERCEPTIONS OF SCHOOL ADMINISTRATORS						
33	I think that school administrators communicate with parents respectfully.	①	②	③	④	⑤
34	I feel confident in the tone used by school administrators.	①	②	③	④	⑤
35	I think that school administrators are trustworthy.	①	②	③	④	⑤
36	I think that school administrators show through their behavior that they value all parents.	①	②	③	④	⑤
37	I think that school administrators treat parents as if they were part of their own family.	①	②	③	④	⑤
38	I think that school administrators have the managerial skills necessary to achieve the school's goals.	①	②	③	④	⑤

This work is licensed under a [Creative Commons Attribution 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)





Veli-Okul Algı Ölçeği: Psikometrik Özelliklerinin İncelenmesi

Metin YAŞAR¹

Öz

Bu çalışmanın amacı, çocukları Millî Eğitim Bakanlığı'na bağlı okullarda öğrenim gören velilerin okula yönelik algılarını ölçmeye yönelik geçerli ve güvenilir bir ölçek geliştirmektir. Araştırma, Ege Bölgesi'nde yer alan bir ilde öğrenim gören öğrencilerin velilerinden oluşan 1658 kişilik bir örneklem üzerinde yürütülmüştür. Ölçeğin yapı geçerliliğini incelemek amacıyla Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) ve Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) uygulanmıştır. AFA sonuçları, ölçeğin "Okul Rehberlik Hizmetleri", "Okul Sosyal Etkinlikleri", "Okuldaki Öğretmenler" ve "Okul Yöneticileri" olmak üzere dört faktörlü bir yapıya sahip olduğunu ve toplam varyansın %61,51'ini açıkladığını göstermiştir. DFA bulguları (CFI=0.99, TLI=0.99, RMSEA=0.045, SRMR=0.033, GFI=0.90) modelin yüksek düzeyde uyum gösterdiğini ortaya koymuştur. Ölçeğin güvenilirliği Cronbach alfa ve McDonald's omega katsayıları ile değerlendirilmiş; ölçek geneli için ,965, alt boyutlar için ise ,849 ile ,949 arasında değişen değerler elde edilmiştir. Bu bulgular, ölçeğin yüksek düzeyde iç tutarlılığa sahip olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak geliştirilen ölçek, velilerin okula yönelik algılarını çok boyutlu, geçerli ve güvenilir biçimde ölçebilen bir araç olarak değerlendirilmektedir.

Anahtar Kelimeler

Okul
Veli
Algı
Ölçek
Geçerlik
Güvenirlik

Makale Hakkında

Gönderim Tarihi: 12.01.2026
Kabul Tarihi: 02.03.2026
E-Yayın Tarihi: 30.04.2026

¹ Doç. Dr., Pamukkale Üniversitesi Eğitim Fakültesi, Türkiye, myasar@pau.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-7854-1494>

Giriş

Eğitim, yalnızca öğrencilerin akademik bilgi kazanımı ile sınırlı olmayan, aynı zamanda onların sosyal, duygusal, kültürel ve kişisel gelişimlerini de kapsayan çok boyutlu bir süreçtir. Bu sürecin niteliğini belirleyen en önemli unsurlardan biri ise okul ile aile arasındaki ilişkidir. Okullar, öğrencilerin eğitsel süreçlere aktif katılımını sağlarken; aileler ise bu süreçlerin destekleyicisi ve pekiştiricisi rolünü üstlenmektedir (Epstein, 1995). Eğitim kurumları ile aileler arasındaki iş birliği, öğrencilerin başarıları, motivasyonları, okul bağlılıkları ve sosyo-duygusal gelişimleri üzerinde doğrudan ve dolaylı etkiler yaratmaktadır (Fan & Chen, 2001; Hill & Tyson, 2009). Bu nedenle, eğitim süreçlerinin niteliğini anlamada velilerin okul algılarının incelenmesi kritik bir önem taşımaktadır.

Son yıllarda yapılan çalışmalar, velilerin okul hakkındaki algılarının yalnızca öğrencilerin akademik başarısı ile değil, aynı zamanda okulun imajı, toplumdaki güvenilirliği ve velilerin eğitim sistemine olan genel tutumlarıyla da yakından ilişkili olduğunu ortaya koymuştur (Hoover-Dempsey & Sandler, 1997; Sheldon, 2003). Velilerin okula yönelik algılarının ölçülmesi, eğitim kurumlarının güçlü ve zayıf yönlerini ortaya koymak açısından oldukça önemlidir. Böylelikle okullar, velilerin beklentilerine daha uygun politikalar geliştirebilir, öğrenci başarısını artıracak iş birliklerini güçlendirebilir ve toplumla olan bağlarını kuvvetlendirebilir (Deslandes & Bertrand, 2005).

Türkiye’de özellikle devlet okullarına yönelik velilerin algılarının ölçülmesine ilişkin çalışmalar sınırlı olmakla birlikte (Koç, 2018; Yıldırım, 2019), bu alanda yapılacak araştırmaların, eğitim politikalarının belirlenmesinde ve okulların kurumsal gelişiminde önemli katkılar sunacağı açıktır. Bu bağlamda velilerin algılarını ölçmek üzere geliştirilecek bir ölçeğin, yalnızca nicel veriler sunmakla kalmayıp aynı zamanda okul-aile iş birliğini güçlendiren pratik uygulamalara da ışık tutması beklenmektedir.

Bu çalışmada geliştirilecek ölçek, velilerin okula yönelik algılarını dört temel boyut altında incelemeyi hedeflemektedir: (1) Okul Rehberlik Hizmetleri, (2) Okul Sosyal Etkinlikleri, (3) Okuldaki Öğretmenler, (4) Okul Yöneticileri. Bu dört boyut, literatürde velilerin algılarının en çok yoğunlaştığı alanlar olarak dikkat çekmektedir (Christenson & Sheridan, 2001; Epstein, 2018). Bu dört boyut, okulun akademik, yönetsel ve psikososyal işleyişini bütüncül biçimde yansıttığı için birlikte ele alınmıştır. Aşağıda her bir faktörün kuramsal arka planı ve literatürdeki yeri ele alınacaktır.

Okul Rehberlik Hizmetleri

Okul rehberlik hizmetleri, öğrencilerin bilişsel, duygusal, sosyal ve mesleki gelişimlerini desteklemeye yönelik olarak yapılandırılmış sistematik hizmetlerdir (American School Counselor Association-ASCA, 2019). Rehberlik hizmetlerinin temel işlevleri arasında öğrencilerin akademik hedeflerini belirlemelerine yardımcı olmak, mesleki yönelimlerini desteklemek, psikososyal sorunlarına çözüm aramak ve kriz durumlarında müdahale etmek bulunmaktadır (Sink & Stroh, 2003). Uluslararası araştırmalar, rehberlik hizmetlerinin etkinliğinin öğrencilerin akademik performansını, okula uyumunu ve sosyo-duygusal gelişimlerini artırdığını ortaya koymaktadır (Carey & Dimmitt, 2012; Whiston et al., 2011). Bununla birlikte, velilerin rehberlik hizmetlerini nasıl algıladıkları, bu hizmetlerin erişilebilirliği ve niteliği açısından kritik bir gösterge olarak kabul edilmektedir (Bryan & Holcomb-McCoy, 2007).

Türkiye’de yapılan araştırmalar, rehberlik hizmetlerinin çoğunlukla akademik ve mesleki yönlendirme boyutunda algılandığını; oysa öğrencilerin sosyal ve duygusal ihtiyaçlarını karşılama noktasında velilerin beklentilerinin tam anlamıyla karşılanmadığını göstermektedir (Erkan, 2011; Güven, 2019). Dolayısıyla, geliştirilecek ölçeğin rehberlik hizmetlerine yönelik boyutu, velilerin bu hizmetleri ne ölçüde yeterli, ulaşılabilir ve etkili bulduklarını değerlendirmeye olanak sağlayacaktır.

Okul Sosyal Etkinlikleri

Okullar yalnızca akademik öğrenmenin gerçekleştiği kurumlar değil, aynı zamanda öğrencilerin sosyal, kültürel ve sportif gelişimlerinin desteklendiği önemli sosyal alanlardır. Okul bünyesinde gerçekleştirilen sosyal etkinlikler, öğrencilerin okula yönelik aidiyet duygularını güçlendirmekte, akranlarıyla etkileşimlerini artırmakta ve iletişim becerilerinin gelişimine katkı sağlamaktadır. Ayrıca bu etkinlikler, öğrencilerin sorumluluk alma, iş birliği yapma ve farklı ilgi alanlarını keşfetme gibi

yaşam becerilerini destekleyerek çok yönlü gelişimlerine katkı sunmaktadır (Eccles & Barber, 1999; Fredricks & Eccles, 2006).

Araştırmalar, okul sosyal etkinliklerine düzenli katılımın öğrencilerin okul bağlılığını artırdığını, disiplin sorunlarını azalttığını ve akademik başarıya olumlu katkı sunduğunu göstermektedir (Mahoney & Cairns, 1997; Fredricks & Eccles, 2006). Veliler açısından bakıldığında ise sosyal etkinliklerin çeşitliliği, nitelikleri ve öğrencilere sağladığı faydalar, okulun genel başarısının bir göstergesi olarak değerlendirilmektedir (Durlak et al., 2011). Türkiye bağlamında sosyal etkinliklerin niteliğine yönelik çalışmalar, velilerin beklentilerinin çoğu zaman okul imkânlarının ötesine geçtiğini; özellikle devlet okullarında kaynak eksikliklerinin sosyal etkinliklerin sürdürülebilirliğini zorlaştırdığını ortaya koymuştur (Aydoğdu & Baş, 2021; Kılıç, 2020). Bu nedenle, ölçek içerisinde sosyal etkinlikler boyutu, velilerin okulların sunduğu sosyal fırsatları nasıl algıladıklarını ortaya çıkarmak açısından önemlidir.

Okuldaki Öğretmenler

Öğretmenler, okulun en görünür ve en etkili aktörleridir. Velilerin okul algılarının büyük ölçüde öğretmenlerin tutumları, davranışları ve mesleki yeterlilikleri üzerinden şekillendiği bilinmektedir (Hattie, 2009). Öğretmenlerin pedagojik donanımı, öğrenciye yaklaşımı, iletişim becerileri ve sınıf yönetimindeki yetkinlikleri, velilerin gözünde okulun niteliğini doğrudan etkilemektedir (Klassen & Chiu, 2010). Araştırmalar, öğretmenlerin velilerle kurdukları etkili iletişimin, öğrenci başarısını artırmakla kalmayıp, velilerin okula olan güvenini ve memnuniyetini de yükselttiğini göstermektedir (Fan & Chen, 2001; Epstein, 2018). Türkiye'deki çalışmalar, öğretmenlerin velilerle iş birliği düzeyinin okulun genel algısında belirleyici olduğunu ortaya koymuştur (Koç, 2018; Yıldırım, 2019). Bu nedenle, ölçek içerisinde öğretmen faktörünün ayrı bir boyut olarak ele alınması, hem öğretmenlerin mesleki tutumlarını hem de velilerin bu tutumlara ilişkin algılarını kapsamlı biçimde değerlendirmeye olanak sağlayacaktır.

Okul Yöneticileri

Okul yöneticileri, okulun vizyonunu belirleyen, kurum kültürünü şekillendiren ve eğitim politikalarının uygulamaya geçirilmesinden sorumlu liderlerdir. Velilerin okula ilişkin algılarında yöneticilerin liderlik tarzı, iletişim becerileri ve şeffaflık düzeyleri büyük rol oynamaktadır (Leithwood & Jantzi, 2000; Hallinger, 2011). Araştırmalar, demokratik ve katılımcı bir liderlik anlayışının, okul-aile iş birliğini güçlendirdiğini ve velilerin okula olan güvenini artırdığını göstermektedir (Sebastian et al., 2017). Türkiye'deki çalışmalar ise velilerin okul yöneticilerinden beklentilerinin daha çok disiplin, güvenlik ve iletişim boyutunda yoğunlaştığını ortaya koymaktadır (Aydın, 2013; Taşdan & Yılmaz, 2008). Dolayısıyla, ölçek içerisinde yöneticilere yönelik boyut, velilerin yönetsel süreçlere dair algılarını, yöneticilerin liderlik tarzını ve karar alma süreçlerine katılım düzeyini değerlendirmeyi amaçlamaktadır.

Ölçek Geliştirme İhtiyacı ve Çalışmanın Katkısı

Literatürde veli algılarını ve aile-okul ilişkilerini ölçmeye yönelik çeşitli ölçek çalışmaları bulunmaktadır. Uluslararası alanda yaygın biçimde kullanılan Hoover-Dempsey ve Sandler (1997) modeli, velilerin çocuklarının eğitim sürecine katılımına ilişkin algılarını motivasyonel ve davranışsal boyutlar çerçevesinde ele almakta; velilerin neden ve nasıl sürece katıldıklarını açıklamaya odaklanmaktadır. Bu modele dayalı olarak geliştirilen ölçekler, ağırlıklı olarak veli katılımı, ebeveyn rolleri ve ev-okul etkileşimi üzerinde yoğunlaşmakta; okulun sunduğu hizmetlerin yapısal ve işlevsel boyutlarını bütüncül biçimde değerlendirmeyi amaçlamamaktadır.

Türkiye bağlamında geliştirilen ya da Türkçeye uyarlanan ölçekler incelendiğinde de benzer bir eğilim göze çarpmaktadır. Koç (2018) tarafından geliştirilen veli katılımı ölçeği, velilerin eğitime katılım düzeylerini öğretmenle iletişim, evde öğrenme desteği ve okul etkinliklerine katılım boyutları üzerinden ele almakta; ancak rehberlik hizmetleri, okul yönetimi ve sosyal etkinliklerin niteliğine ilişkin veli algılarını kapsamlı biçimde değerlendirmemektedir. Benzer şekilde Erdoğan ve Demirkasimoğlu (2010) tarafından ele alınan aile-okul iş birliği ölçekleri, velilerin iş birliğine yönelik tutumlarını ve beklentilerini ölçmeye odaklanmakta olup, okulun sunduğu hizmet alanlarını çok boyutlu bir yapı içinde ele almamaktadır.

Türkiye’de ayrıca velilerin okula yönelik genel memnuniyet düzeylerini belirlemeye yönelik ölçek çalışmaları da bulunmaktadır (Şişman & Turan, 2004; Özbaş, 2013). Bu çalışmalar, velilerin okula ilişkin genel değerlendirmelerini ortaya koymak açısından önemli olmakla birlikte, çoğunlukla tek boyutlu ya da sınırlı sayıda alt boyut içermektedir. Özellikle rehberlik hizmetleri, sosyal etkinlikler, öğretmen yeterlikleri ve okul yöneticilerinin işlevleri gibi temel okul bileşenleri, bu ölçeklerde ya ayrı ayrı ele alınmakta ya da bütüncül bir yapı içerisinde birlikte değerlendirilmemektedir.

Bunun yanı sıra literatürde, velilerin okul iklimine (Çalık & Kurt, 2010), rehberlik hizmetlerinden memnuniyetlerine (Yeşilyaprak, 2016) ya da özel eğitim süreçlerindeki ebeveyn yeterlik algılarına (Sucuoğlu & Kargın, 2014) odaklanan ölçme araçları da yer almaktadır. Ancak bu ölçekler, ya belirli bir hizmet alanına özgü olarak geliştirilmiş ya da özel bir bağlamla (örneğin özel eğitim) sınırlandırılmıştır. Bu durum, söz konusu ölçeklerin genel okul hizmetlerine ilişkin veli algılarını çok boyutlu ve bütüncül biçimde değerlendirme kapasitesini sınırlamaktadır.

Bu çalışmada geliştirilen ölçek ise, literatürdeki bu sınırlılıklar dikkate alınarak, Türkiye’de özellikle devlet okullarında öğrenim gören öğrencilerin velilerinin okul hizmetlerine ilişkin algılarını rehberlik hizmetleri, sosyal etkinlikler, öğretmenler ve okul yöneticileri boyutlarını eş zamanlı biçimde kapsayacak şekilde yapılandırılmıştır. Bu yönüyle ölçek, yalnızca veli katılımını ya da genel memnuniyeti ölçmeyi amaçlayan araçlardan ayrılmakta; okulun temel işlevsel bileşenlerine yönelik veli algılarını çok boyutlu ve bütüncül bir çerçevede değerlendirme olanağı sunmaktadır. Dolayısıyla geliştirilen ölçme aracının, kapsamı ve ele aldığı boyutların birlikteliği açısından Türkiye bağlamındaki mevcut ölçek çalışmalarından ayrıştığı ve literatüre özgün bir katkı sağladığı söylenebilir.

Çalışmanın amacı

Bu çalışmanın temel amacı, velilerin okul algılarını çok boyutlu bir yapı içerisinde ele alarak geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı geliştirmektir. Alanyazın incelendiğinde, veli algısına yönelik sınırlı sayıda ölçme aracının bulunduğu; mevcut ölçeklerin ise çoğunlukla tek boyutlu yapılar üzerine odaklandığı ya da okulun yalnızca belirli bileşenlerini ele aldığı görülmektedir. Bu bağlamda geliştirilen “Veli-Okul Algı Ölçeği”, okul yöneticileri, öğretmenler, rehberlik hizmetleri ve sosyal etkinlikler boyutlarını bütüncül bir yaklaşımla ele alması bakımından mevcut çalışmalardan ayrılmaktadır. Ayrıca ölçeğin geniş bir örneklem grubunda test edilmesi, açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör analizlerinin birlikte kullanılması ve yüksek düzeyde geçerlik-güvenirlik kanıtları sunması, çalışmanın alanyazına özgün bir katkı sunduğunu göstermektedir. Bu yönüyle araştırmanın hem akademik çalışmalara hem de eğitim uygulamalarına önemli katkılar sağlayacağı düşünülmektedir. Bu yönüyle geliştirilen ölçek, yalnızca algı düzeyini betimlemekle kalmayıp, okulun yapısal ve işlevsel bileşenlerini birlikte değerlendiren bütüncül bir model sunmaktadır.

Yöntem

Bu araştırma, Milli Eğitim Bakanlığına bağlı farklı eğitim kademelerinde çocuğu öğrenim görmekte olan velilerin genel olarak okula yönelik algılarının yönünü ve düzeyini belirlemeyi amaçlayan, geçerlik ve güvenilirliği istatistiksel olarak kanıtlanmış bir ölçeğin geliştirilmesine odaklanmaktadır. Çalışma, bir ölçek geliştirme çalışması olarak nitelendirilse de bilimsel araştırma süreci bağlamında betimsel tarama yöntemi çerçevesinde yürütülmüştür. Betimsel araştırmalar, mevcut durumu olduğu gibi yansıtmayı ve bir grubun sahip olduğu özellikleri belirlemek amacıyla verilerin toplanıp yorumlanmasını hedefleyen çalışmalar olarak tanımlanmaktadır (Büyüköztürk, Kılıç-Çakmak, Akgün, Karadeniz ve Demirel, 2014; Karasar, 2016; Creswell, 2016). Araştırmanın temel amacı, mevcut durumu olduğu gibi ortaya koymak ve geliştirilen ölçme aracının psikometrik özelliklerini belirlemektir. Bu yönüyle çalışma, değişkenler arasında nedensel ilişki kurmayı değil, var olan algı düzeylerini betimlemeyi hedeflediğinden betimsel tarama modeli kapsamında değerlendirilmiştir (Creswell, 2016).

Çalışma Grubu

Araştırmalarda örneklem büyüklüğü, güvenilir ve geçerli sonuçlar elde edebilmek açısından büyük önem taşımaktadır. Literatürde bu konuda farklı görüşler yer almaktadır. Örneğin, bazı

araştırmacılar faktör analizinde güvenilir bir faktör yapısı elde edebilmek için örneklem büyüklüğünün en az 300 olması gerektiğini ifade etmektedir (Norusis, 1998; Guadagnoli & Velicer, 1988). Öte yandan, örneklem büyüklüğünün gözlenen değişken sayısının en az 5 veya 10 katı olması gerektiği de önerilmektedir (Bryman & Cramer, 2001; akt. Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2012). Faktörlerin güçlü ve belirgin olduğu durumlarda ise, örneklem büyüklüğünün 100-200 arasında olabileceği ifade edilmektedir (Tabachnick & Fidell, 2001). Cattell (1978; akt. Bayırlı ve Balcı, 2021) birey/değişken oranına dikkat çekerek örneklem büyüklüğünün 3:1 ile 6:1 arasında olmasını önermekte, Child (2006) ise ölçme aracındaki madde sayısının beş katı kadar bir örneklemin yeterli olacağını belirtmektedir.

Araştırma örneklemini, Ege Bölgesi'nde yer alan bir ilin il merkezi, ilçeleri ve köylerindeki Millî Eğitim Bakanlığı'na bağlı devlet okullarında öğrenim gören öğrencilerin velilerinden oluşmaktadır (N = 2150). Katılımcılara, çocuklarının öğrenim gördüğü okullardaki yönetim ve öğretmenler aracılığıyla ulaşılmış ve veri toplama süreci gönüllülük esasına dayalı olarak yürütülmüştür. Evren içindeki bireylerin örnekleme seçilme olasılığı eşit olmadığından ve örneklem erişilebilirlik temelinde oluşturulduğundan, araştırmada kolay ulaşılabılır örnekleme yöntemi kullanılmıştır (Büyüköztürk ve ark., 2014; Creswell, 2016; Etikan et al., 2016). Ölçek geliştirme çalışmalarında, yeterli büyüklük ve çeşitlilikte bir örneklem üzerinden faktör yapısının ve güvenilirliğin test edilmesi esas (DeVellis, 2017; Worthington & Whittaker, 2006) olduğundan dolayı kolay ulaşılabılır örnekleme yöntemi tercih edilmiştir.

Bu araştırma bir ölçek geliştirme çalışması olup temel amacı, velilerin okula yönelik algılarını ölçmeye yönelik geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı geliştirmektir. Ölçek geliştirme çalışmalarında öncelik, örneklemin demografik özelliklerinden ziyade, geliştirilen maddelerin faktör yapısının belirlenmesi ve ölçme aracının psikometrik özelliklerinin test edilmesidir (DeVellis, 2017; Worthington & Whittaker, 2006). Bu tür çalışmalarda örneklemin, hedef kitleyi temsil edebilecek yeterli büyüklükte ve çeşitlilikte olması esas alınmakta; demografik değişkenlere göre karşılaştırma yapmak ise araştırmanın temel amacı kapsamında yer almamaktadır. Dolayısıyla da araştırma kapsamında yer alan velilerin demografik özelliklerine ilişkin ayrıntılı veri toplanmamış; ölçeğin yapı geçerliği ve güvenilirlik analizleri üzerinde odaklanılmıştır. Demografik değişkenlere dayalı karşılaştırmalar, geliştirilen ölçeğin farklı örneklemelerde uygulanacağı ileriki çalışmalarda ele alınabilecek bir aşama olarak değerlendirilmiştir (Kline, 2016).

AFA ve DFA'nın farklı örneklemelerde yapılması önerilmektedir çünkü DFA, AFA sonucunda elde edilen yapının bağımsız bir veri setinde doğrulanmasını amaçlar (Kline, 2016). Ancak literatürde, yeterli büyüklükte bir örneklem mevcut olduğunda veri setinin ikiye bölünerek bir kısmında AFA, diğer kısmında DFA yapılmasının kabul edilebilir bir yöntem olduğu belirtilmektedir (Worthington & Whittaker, 2006; Hair et al., 2019; Brown, 2015; DeVellis, 2017). Brown (2015) ve Kline (2016) da, bu yaklaşımın özellikle pratik sınırlılıklar söz konusu olduğunda kabul edilebilir olduğunu vurgulamaktadır. Dolayısıyla bağımsız iki veri toplamak ideal olmakla birlikte, geniş örneklemelerde veri setinin ikiye bölünerek AFA ve DFA uygulanması yöntemsel açıdan geçerli kabul edilmektedir.

Veri Toplama ve Analiz Süreci

Ölçülmek istenen özelliğin geçerli ve güvenilir bir biçimde ortaya konabilmesi için, geliştirilen ölçme aracının öncelikle bu niteliklere sahip olması gerekmektedir. Bu doğrultuda, araştırmada geliştirilen “velilerin okula yönelik algıları” temalı ölçeğin geçerliliğini sağlamak amacıyla ilk olarak Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) uygulanmış, ardından Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) ile elde edilen yapının doğruluğu test edilmiştir. Analiz sürecinde, ölçeğin iç tutarlılığı Cronbach alfa katsayısı ile ölçülmüş ve yüksek düzeyde güvenilirlik sağlanmıştır. Verilerin analizi Statistical Package for the Social Sciences (SPSS 23) ve Lisrel 8.84 yazılımları kullanılarak gerçekleştirilmiş, AFA ve DFA sonuçları ölçeğin faktör yapısının geçerliliğini değerlendirmek için yorumlanmıştır.

Bu yöntemsel yaklaşım, ölçek geliştirme sürecinde hem bilimsel titizliği hem de ölçme aracının geçerlik ve güvenilirliğini sağlamaya yönelik literatürde önerilen uygulamaları içermektedir. Böylece, velilerin okula yönelik algıları, sistematik ve güvenilir bir biçimde ortaya konabilmektedir (Guadagnoli & Velicer, 1988; Bryman & Cramer, 2001; Tabachnick & Fidell, 2001).

Yukarıda belirtildiği üzere, araştırma kapsamında okul yöneticileri ve öğretmenler aracılığıyla toplam 2150 veliye ulaşılmıştır. Bu velilerden 1800'ünden geri dönüş sağlanmıştır. Geri dönüş yapan

1800 veliye ait ölçek formları incelendiğinde, 1658 velinin ölçek maddelerini eksiksiz ve uygun biçimde yanıtladığı; kalan formların ise eksik ya da hatalı doldurulmuş olması nedeniyle analizlere dâhil edilmediği belirlenmiştir. Eksiksiz ve geçerli biçimde doldurulan 1658 ölçek formundan elde edilen veriler iki bağımsız çalışma grubu oluşturacak şekilde ayrılmıştır. Bu doğrultuda, verilerin 1000'i Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) için, 658'i ise Doğrulamalı Faktör Analizi (DFA) için kullanılmıştır. Böylece ölçeğin faktör yapısının keşfi ve doğrulanması süreçleri birbirinden bağımsız iki örneklem üzerinde yürütülmüş ve analizlerin metodolojik sağlamlığı güçlendirilmiştir.

Bazı araştırmacılar, AFA ve DFA'nın aynı örneklem üzerinde yapılabileceğini öne sürerken (Henson & Roberts, 2006; Turgut & Baykul, 2012), faktör analizlerinin (AFA ve DFA) aynı örneklem grubunda gerçekleştirilmesi konusunda farklı görüşler bulunmaktadır. Bazı araştırmacılar, her iki analiz türünün aynı veri seti üzerinde yapılmasının metodolojik açıdan sorunlu olabileceğini belirtmektedir (Brown, 2015; Kline, 2011). Eğer aynı veri seti iki farklı metodolojik yaklaşım kullanılarak analiz edilirse ve sonuçlar farklı çıkarsa, bu durum metodolojik yaklaşımların kendisinde bir sorun olduğunu gösterir, veri setinde değil (Brown, 2015).

Bir başka görüşe göre, AFA ve DFA'nın aynı veri seti üzerinde yapılmasının uygun olmadığı ifade edilmiştir. AFA, veri odaklı bir yaklaşımken DFA araştırmacının önceden belirlediği bir modelin doğruluğunu test etmeye yöneliktir (Hayduk, 2014; Schumacker & Lomax, 2010). Bu nedenle, aynı veri seti üzerinde önce AFA yapıp sonra DFA uygulamak, modelin doğruluğunu yeterince test etmeyi sağlamaz. Ancak, bazı araştırmacılar, yeterli büyüklükte bir örneklem oluşturulabilirse, aynı örneklem üzerinde hem AFA hem de DFA yapılmasının metodolojik olarak kabul edilebilir olduğunu savunmaktadır (Doğan, 2017; Weston & Gore, 2006). Bu durumda, örneklem ikiye bölünerek bir grup AFA için, diğer grup ise DFA için kullanılabilir. Bu yaklaşım, her iki analiz türünün de geçerliliğini test etmeyi sağlar.

AFA ve DFA'nın aynı örneklem grubunda yapılmasının uygunluğu, araştırmacının metodolojik tercihlerine ve örneklem büyüklüğüne bağlıdır (Brown, 2015; Kline, 2011; Weston & Gore, 2006). Her iki yaklaşımın da avantajları ve sınırlamaları bulunmaktadır. Bu nedenle, araştırmanın amacına ve koşullarına göre en uygun yöntem seçilmelidir. Bazı araştırmacılar ise bu analizlerin benzer demografik özelliklere sahip farklı örneklem üzerinde gerçekleştirilmesinin de uygun olacağını ifade etmektedir (Mundfrom, Shaw & Ke, 2005; Osborne, 2014; Preacher & MacCallum, 2002; akt. Bayırlı & Balcı, 2021). Bu çalışmanın yazarı, literatürde önerilen bu yaklaşımlara ek olarak farklı bir yöntem de uygulanabilir. Örneğin, faktör analizi için yeterli büyüklükte bir örneklem mevcutsa, tek bir örneklemde elde edilen verilerden bir kısmını AFA, kalanını DFA için kullanmak herhangi bir sorun teşkil etmeyeceğini düşünmektedir. Bu çalışmada, 1658 kişilik örneklem grubundan 1000 kişilik veri AFA, kalan 658 kişilik veri ise DFA için kullanılmıştır.

Ölçme Aracının Oluşturulması

Ölçme aracının geliştirilmesi dört aşamada gerçekleştirilmiştir. Birinci aşamada, velilerin okul yönetimine yönelik algıları, öğretmenlere ilişkin algıları, rehberlik hizmetlerine yönelik algıları ve genel okul algıları alt boyut olarak belirlenmiş ve bu boyutlara ilişkin velilerin algıları incelenmiştir. İkinci aşamada, 50 kişilik bir veli grubuna bu alt boyutlarla ilgili düşüncelerini yazılı olarak ifade etmeleri istenmiş, böylece açık uçlu ifadelerle görüşler toplanmıştır. Üçüncü aşamada, literatür taraması yapılarak taslak maddelerin oluşturulmasında katkı sağlayacak bilgiler belirlenmiştir (Ball, Bates, Amorose & Anderson-Kasap, 2017; Ertem & Gökalp, 2017; Bugay, Avcı & Özdemir, 2018; Çayak, 2024; Yurtbakan & Akyıldız, 2020; Hill, 2006). Dördüncü aşamada ise ilk üç aşamadan elde edilen bilgiler doğrultusunda 80 maddelik taslak ölçek oluşturulmuştur. Ölçek maddeleri, dil bilgisi ve anlam bütünlüğü açısından alanında uzman bir akademisyen tarafından incelenmiş ve gerekli düzeltmeler yapılmıştır.

Ölçek, beşli Likert tipi derecelendirme yaklaşımıyla hazırlanmıştır. Ölçekte yer alan ifadeler, “Kesinlikle Katılmıyorum” (1), “Genellikle Katılmıyorum” (2), “Katılmıyorum” (3), “Genellikle Katılıyorum” (4) ve “Kesinlikle Katılıyorum” (5) şeklinde sınıflandırılmıştır. Puanlama, olumsuz maddelerde 1’den 5’e, olumlu maddelerde ise ters sıralama ile 5’ten 1’e olacak şekilde düzenlenmiştir.

Verilerin Analizi

Velilerin okula yönelik algılarını belirlemek amacıyla geliştirilen bu ölçme aracının, geçerlilik ve güvenilirlik açısından yeterli olması gerekmektedir. Ölçeğin özellikle yapı geçerliliğini incelemek amacıyla Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) uygulanmıştır. Faktör analizi, birbirleriyle ilişkili çok sayıda değişkeni kavramsal olarak anlamlı, daha az sayıda bağımsız değişken hâline getirmeyi amaçlayan bir istatistiktir (Tatlıdil, 1992; Çokluk, Şekercioğlu & Büyüköztürk, 2012; Patır, 2019; Doğan & Başokçu, 2010; Hayton, Allen & Scarpello, 2004; Hurley et al., 1997). Johnson ve Winchern (2002; akt. Karagöz, Demir & Günel, 2019) ise faktör analizini, ölçülebilen çok sayıdaki gözlenebilir özelliğin arkasındaki gerçek, gizli boyutları ortaya çıkarmaya yarayan bir istatistik olarak tanımlamaktadır.

Bu çalışmada önce AFA sonrasında ise DFA gerçekleştirilmiştir. Madde istatistiklerinin ve AFA analizi için SPSS 23 kullanılırken DFA için de LISREL 8.8 kullanılmıştır.

Bulgular

Edilen veriler Faktör analizine tabi tutulmadan önce söz konusu verilerin faktör analizine uygun olup olmadığını belirlemek için Bartlett Küresellik Testi ve örneklem büyüklüğünün faktörleştirmeye uygun olup olmadığını belirlemek için ise Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) katsayısından yararlanılmıştır. Elde edilen istatistikler tablo 1’de olduğu gibidir.

Tablo 1. Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) örneklem ölçüm ve Bartlett’s test sonuçları

Kaiser-Meyer-Olkin Örneklem Yeterliliği		,975
Bartlett’in Küresellik Testi (Bartlett's Test of Sphericity)	Yaklaşık χ^2 değeri	42267,820
	sd	703
	p	,000

Tablo 1’de yer alan veriler incelendiğinde, Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) örneklem yeterliliği katsayısının 0,975 olduğu görülmektedir. Literatürde KMO katsayısının 0,90 ve üzerinde olması mükemmel düzey olarak kabul edilmektedir (Özgür, 2003; Şencan, 2005; Kalaycı, 2008; Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2010; Tavşancıl, 2014; Yaşar, 2014; Güriş ve Astar, 2014). Bu durum, çalışma grubunun örneklem büyüklüğünün faktör analizi için son derece uygun olduğunu ve ölçek maddelerinin faktör yapısını güvenilir şekilde ortaya çıkarabilecek yeterlilikte olduğunu göstermektedir. Bartlett Küresellik Testi sonuçları ise Approx. Chi-Square = 42.267,82, df = 703 ve p < 0,001 olarak bulunmuştur. Bu test, korelasyon matrisinin birim matris olup olmadığını inceleyen bir testtir ve p değerinin anlamlı olması, maddeler arasında yeterli korelasyon olduğunu ve dolayısıyla verilerin faktör analizine uygun olduğunu ortaya koymaktadır. Özetle, Tablo 1’deki istatistikler, örneklem büyüklüğü ve maddeler arasındaki ilişkilerin faktör analizine elverişli olduğunu açık bir şekilde göstermektedir. Verilerin faktör analizine uygunluğu belirlendikten sonra önce AFA sonrasında ise DFA gerçekleştirilmiştir.

Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA)

Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA), çok sayıda gözlenen değişken arasındaki ortak varyansı analiz ederek bu değişkenleri daha az sayıda örtük (gizil) faktör altında toplamayı amaçlayan çok değişkenli bir istatistiksel tekniktir (Fabrigar et al., 1999; Hair et al., 2019). AFA’nın temel varsayımı, gözlenen değişkenler arasındaki korelasyonların altında yatan daha sınırlı sayıda gizil yapılar tarafından açıklandığıdır. Bu yönüyle AFA, ölçme aracının altında yatan yapısal örüntünün keşfedilmesine imkân tanır. Kuramsal olarak AFA, araştırmacının önceden belirlenmiş katı bir faktör modeline bağlı kalmaksızın veri temelli bir yapı ortaya koymasına olanak sağlar. Bu durum özellikle yeni geliştirilen ölçeklerde veya mevcut kuramsal yapının ampirik olarak sınanmadığı durumlarda önemli bir avantajdır (Costello & Osborne, 2005; Worthington & Whittaker, 2006). Ölçek geliştirme literatüründe AFA’nın temel işlevi, maddelerin hangi faktörler altında kümelendiğini belirlemek ve ölçme aracının yapı geçerliliğine ilişkin ilk ampirik kanıtları üretmektir (DeVellis, 2017).

AFA aynı zamanda faktör sayısının belirlenmesi sürecinde özdeğerler, yamaç grafiği (scree plot) ve paralel analiz gibi çeşitli ölçütlerin değerlendirilmesine olanak tanıyarak model kurulum

sürecini istatistiksel temellere dayandırır (Hair et al., 2019). Bu aşamada elde edilen bulgular, sonraki süreçte gerçekleştirilecek Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) için kuramsal ve ampirik bir zemin oluşturur. Nitekim DFA, önceden belirlenmiş bir modelin test edilmesine dayanırken; AFA modelin keşfine yönelik bir prosedürdür (Brown, 2015; Kline, 2016). Bu nedenle iki analiz tekniğinin birbirini tamamlayıcı biçimde ve bağımsız örneklemeler üzerinde uygulanması, ölçek geliştirme çalışmalarında metodolojik sağlamlığı artırmaktadır.

AFA kapsamında, çalışma grubundan elde edilen verilerin analizi için Statistical Package for the Social Sciences (SPSS 23) yazılımı kullanılmıştır. Öncelikle kayıp değerler kontrol edilmiş, gözlem sayısının yeterliliği ve verilerin normallik varsayımına uygunluğu incelenmiştir. Yapılan kontroller sonucunda, verilerde herhangi bir kayıp değer bulunmamış ve dağılımın normal olduğu belirlenmiştir. Gerekli koşullar sağlandıktan sonra AFA analizi uygulanmıştır. Analizler sonucunda dört faktörlü bir yapı ortaya çıkmıştır. Birinci faktör “Okul Rehberlik Hizmetleri”, ikinci faktör “Okul Sosyal Etkinlikleri”, üçüncü faktör “Okuldaki Öğretmenler” ve dördüncü faktör ise “Okul Yöneticileri” olarak adlandırılmıştır. AFA sonuçlarına ait istatistikler Tablo 2’de sunulmuştur.

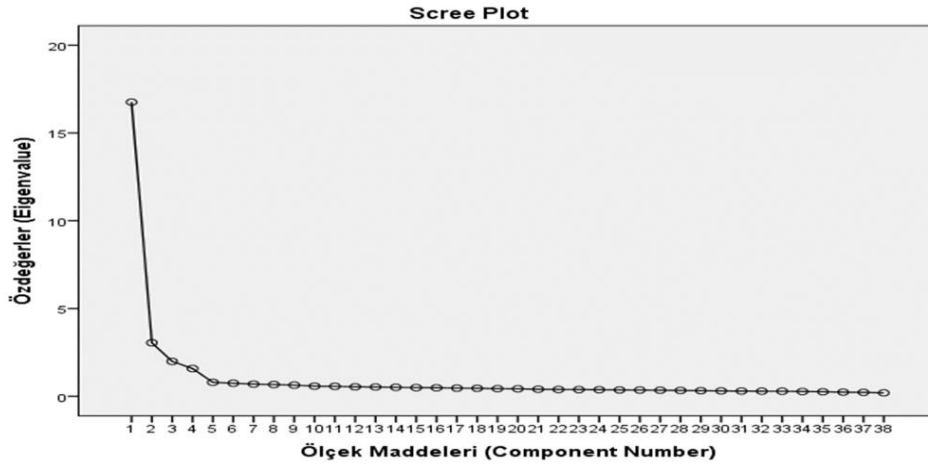
Tablo 2 . Ölçeğin açıkladığı toplam açıklanan varyans

Faktörler	Başlangıç Özdeğerler (Initial Eigenvalues)		
	Toplam	Açıklanan Varyans (%)	Toplam Açıklanan Varyans (%)
1. Okul Rehberlik Hizmetleri	16,759	44,102	44,102
2. Okul Sosyal Etkinlikleri	3,048	8,021	52,122
3. Okuldaki Öğretmenler	1,988	5,231	57,354
4. Okul Yöneticileri	1,579	4,156	61,510

Tablo 2 incelendiğinde, AFA sonuçlarına göre dört faktörlü bir yapının ortaya çıktığı görülmektedir. Faktör sayısının belirlenmesinde iki yöntem kullanılmıştır. Birincisi, öz değerler (eigenvalue) olup, hem faktörlerin açıklanan toplam varyans oranını hesaplamak hem de faktör sayısını belirlemek amacıyla kullanılır. Faktör sayısı belirlenirken öz değeri 1’den büyük olan faktörler anlamlı olarak kabul edilmiştir. İkincisi ise toplam açıklanan varyans yüzdesidir; herhangi bir yapının faktör olarak kabul edilebilmesi için açıklanan toplam varyansın %5’in altına düşmemesi gerekir.

Dört faktörlü yapıda, birinci faktör “Okul Rehberlik Hizmetleri” öz değeri 16,759 ile toplam varyansın %44,102’sini açıklamaktadır. İkinci faktör “Okul Sosyal Etkinlikleri” öz değeri 3,048 olup toplam varyansın %8,021’ini açıklamaktadır. Üçüncü faktör “Okuldaki Öğretmenler”e ait öz değer 1,988 ve toplam varyans %5,231’dir. Dördüncü faktör “Okul Yöneticileri” öz değeri 1,579 ile toplam varyansın %4,156’sını açıklamaktadır. Böylece ölçeğin açıklaması gereken toplam varyansın %61,51 olduğu görülmektedir. Sosyal bilimlerde faktörlerin toplam varyansın %40-60 arasında açıklaması yeterli kabul edilirken (Scherer, Luther, Wiebe ve Adams, 1988), bu çalışmada %61,51’lik açıklama oranı ölçeğin yapı geçerliliği açısından güçlü olduğunu göstermektedir.

Tablo 2 ayrıca ölçeğin tek boyutlu dört faktörlü bir yapıya sahip olduğunu ve aynı zamanda yapı geçerliliğine sahip olduğunu göstermektedir (Özmentes, 2006; Bütüner ve Gür, 2007; Turanlı, Türker ve Keçeli, 2008; Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2012; Yaşar, 2014). Birinci faktör ile ikinci faktör arasındaki öz değer farkı belirgindir, ancak ikinci faktörden sonraki faktörler arasında büyük fark gözlenmemektedir. Ayrıca, birinci faktörün toplam varyansı açıklama oranının %40’ın üzerinde olması, ölçeğin yapı geçerliliğine ilişkin ek bir kanıt olarak değerlendirilebilir. Sonuç olarak, geliştirilen bu ölçek, velilerin okula yönelik algılarının %61,51’ini güvenilir şekilde gözlemleyebilme kapasitesine sahiptir.



Şekil 1. Veli okul algısı ölçeğine ait yamaç/yığıntı grafiği

Nihai ölçek formunda yer alan 38 maddeye ait yamaç/yığıntı grafiği Şekil 1’de sunulmuştur. Yamaç/yığıntı grafiği, ölçekte yer alan faktörlerin belirlenmesi amacıyla yaygın olarak kullanılan yöntemlerden biri olarak literatürde kabul edilmektedir. Şekil 1 incelendiğinde, birinci faktörden ikinci faktöre, ikinci faktörden üçüncü faktöre ve üçüncü faktörden dördüncü faktöre doğru belirgin bir düşüş gözlenmekte, buna karşın beşinci faktör ve sonraki faktörlerde keskin düşüşlerin olmadığı görülmektedir. Bu durum, grafiğin görsel yorumuna dayanarak ölçeğin dört faktörlü bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir.

Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA) sonuçları da ölçeğin dört faktörlü olduğunu doğrulamaktadır. Ölçek içinde yer alan 38 maddenin faktörlere dağılımı ve her faktörde yer alan maddelerin faktör yük değerleri Tablo 3’te gösterilmiştir. Literatürde, bir maddenin faktör yük değerinin düşük olması, söz konusu maddenin ilgili faktörle yeterince ilişki göstermediğini ortaya koymaktadır (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2012). Ayrıca, faktör yük değerlerinin genellikle 0,40’ın altında olmaması gerektiği ifade edilmektedir (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2012).

Bu çalışmada, ölçek maddelerinin faktör yük değerleri ayrıntılı biçimde incelenmiş ve faktör yükü 0,50’nin altında kalan maddeler ölçekten çıkarılmıştır. Böylece yalnızca faktör yük değeri 0,50 ve üzerinde olan maddeler nihai ölçeğe dâhil edilmiştir. Ayrıca maddelerin birden fazla faktörde anlamlı yük alıp almadığı da kontrol edilmiş; yapılan incelemeler sonucunda herhangi bir binişik (çapraz yüklenen) maddeye rastlanmamıştır. Bu durum, maddelerin ilgili oldukları faktör altında açık ve ayırt edici biçimde konumlandığını göstermektedir (Brown, 2015; Hair et al., 2019; Kline, 2016). AFA sonuçlarına ait bulgular tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3. Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA) sonuçlarına göre ölçek maddelerinin faktör yükleri, madde-toplam korelasyonu ve ortak varyans değerleri

Faktörler	Ölçek Maddeleri	Madde -Toplam Korelasyonu (r_{jk})	Madde Ortak Varyans Değerleri (h^2)	Faktörler (Component)			
				1	2	3	4
Okul rehberlik Hizmetleri	1	,676	,654	,751			
	2	,717	,686	,751			
	3	,652	,642	,746			
	4	,716	,680	,745			
	5	,675	,630	,725			
	6	,612	,583	,725			
	7	,681	,630	,720			
	8	,649	,611	,716			
	9	,657	,598	,709			
	10	,636	,579	,704			
	11	,693	,622	,696			
	12	,592	,513	,660			
	13	,693	,565	,614			
	14	,674	,548	,601			

Tablo 3. Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA) sonuçlarına göre ölçek maddelerinin faktör yükleri, madde-toplam korelasyonu ve ortak varyans değerleri (Devamı)

Faktörler	Ölçek Maddeleri	Madde -Toplam Korelasyonu (r_{jk})	Madde Ortak Varyans Değerleri (h^2)	Faktörler (Component)			
				1	2	3	4
Okul Sosyal Etkinlikleri	15	,670	,666	,755			
	16	,705	,675	,734			
	17	,703	,670	,731			
	18	,725	,690	,726			
	19	,701	,666	,720			
	20	,663	,621	,716			
	21	,704	,656	,709			
	22	,735	,687	,704			
	23	,666	,615	,699			
	24	,568	,539	,678			
Okuldaki Öğretmenler	25	,671	,604	,675			
	26	,686	,584	,638			
	27	,575	,652		,718		
	28	,590	,642		,702		
	29	,567	,619		,702		
	30	,633	,666		,690		
Okul Yöneticileri	31	,583	,596		,659		
	32	,581	,535		,599		
	33	,494	,591				,715
	34	,594	,647				,702
	35	,510	,565				,677
	36	,514	,553				,673
	37	,523	,552				,662
	38	,552	,541				,634

Tablo 3 incelendiğinde, ölçek faktörlerinin içerikleri ve maddelere ait faktör yük değerleri açıkça görülmektedir. Birinci faktör, 14 maddeden oluşmakta olup, bu maddelere ait faktör yük değerleri ,61 ile ,751 arasında değişmektedir. Birinci faktörde yer alan tüm maddeler okul rehberlik hizmetleriyle doğrudan ilişkili olduğundan, bu faktör “Okul Rehberlik Hizmetleri” olarak adlandırılmıştır. İkinci faktör, 12 maddeden oluşmakta ve maddelere ait faktör yük değerleri ,638 ile ,755 arasında değişmektedir. Bu faktördeki maddeler okulda gerçekleştirilen sosyal etkinliklerle ilgili olduğundan, ikinci faktör “Okul Sosyal Etkinlikleri” olarak isimlendirilmiştir. Üçüncü faktör, 6 maddeden oluşmakta olup, faktör yük değerleri ,599 ile ,718 arasında değişmektedir. Bu faktörde yer alan tüm maddeler öğretmenlerle ilişkili olduğundan, üçüncü faktör “Okuldaki Öğretmenler” olarak belirlenmiştir. Son olarak, dördüncü faktör de 6 maddeden oluşmakta ve faktör yük değerleri ,634 ile ,715 arasında değişmektedir. Bu maddelerin tamamı okul yöneticileriyle ilişkili olduğundan, dördüncü faktör “Okul Yöneticileri” şeklinde isimlendirilmiştir.

Madde ortak varyans değerleri (communality - h^2), her bir maddenin toplam varyansının faktörler tarafından açıklanan kısmını göstermektedir. Başka bir deyişle, bir maddenin faktör yapısı ile paylaştığı varyans oranını ifade eder. Ortak varyans değerinin yüksek olması, maddenin ilgili faktörle güçlü bir ilişkiye sahip olduğunu ve varyansının büyük bir kısmının faktörler tarafından açıklandığını gösterir. Buna karşılık, ortak varyans değeri düşük olan maddeler, faktör yapısı ile yeterince ilişkili olmadığını ve varyansının büyük bölümünü faktörlerle paylaşmadığını göstermektedir. Sosyal bilimlerde yapılan ölçek geliştirme çalışmalarında, genellikle ortak varyans değerinin 0,50 ve üzerinde olması, maddenin ilgili faktöre anlamlı katkı sağladığını belirtir. Ortak varyans değeri 0,50’den küçük

olan maddeler, maddenin faktör yapısı ile zayıf ilişkili olduğunu, yani ilgili faktörlerle varyansının büyük kısmını paylaşmadığını gösterir; böyle bir madde genellikle ölçekten çıkarılmalıdır. Kısaca, madde ortak varyansı, maddenin ölçmek istenen yapıya olan katkısını ve faktörlerle uyumunu ölçer.

Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA)

Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA), bir ölçek veya ölçme aracının yapı geçerliliğini test etmek amacıyla kullanılan istatistiksel bir tekniktir. DFA, araştırmacının önceden belirlediği faktör yapısının veri setiyle ne ölçüde uyumlu olduğunu değerlendirir ve teorik olarak önerilen modelin gözlenen verilerle tutarlılığını sınar. Bu analiz, Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) odaklı analizlerden farklı olarak, varsayımsal modelleri doğrulama işlevi görür. DFA, ölçek geliştirme veya uyarılama çalışmalarında uygulanır; çünkü bir ölçme aracının güvenilir ve geçerli olup olmadığını anlamak, elde edilen sonuçların bilimsel açıdan güvenilirliğini artırır. Ayrıca DFA, maddelerin belirlenen faktörler üzerindeki yüklerini ve model uyum indekslerini hesaplayarak, gereksiz veya problemlili maddelerin belirlenmesine yardımcı olur. Sonuç olarak, DFA, ölçme aracının yapısal bütünlüğünü ve psikometrik kalitesini kanıtlamak için vazgeçilmez bir yöntemdir.

Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA), önceden belirlenmiş teorik bir yapının veya ölçüm modelinin elde edilen verilerle ne ölçüde uyumlu olduğunu inceleyen ileri düzey bir istatistiksel yöntemdir. Bu analiz türü, özellikle değişkenler arasındaki ilişkilerin araştırmacının kurduğu hipotezler doğrultusunda geçerliliğini test etmeye yöneliktir (Brown, 2015; Tabachnick & Fidell, 2013). DFA, ölçüm araçlarının öngörülen faktör yapısına uygunluğunu doğrulamak için kullanılır ve araştırmacılara gözlenen verilerin teorik modellerle ne düzeyde örtüştüğünü belirleme imkânı sağlar (Schumacker & Lomax, 2010). Sosyal bilimler, psikoloji ve eğitim alanlarında yaygın olarak uygulanan bu yöntem, ölçüm araçlarının yapı geçerliliği ve güvenilirliğinin sağlanmasında kritik bir rol oynar (Byrne, 2016; Kline, 2015). DFA, temel olarak teorik faktör yapısının gözlemlerle tutarlılığını değerlendirir. Araştırmacılar, önceden belirlenen faktörleri ve bu faktörlere ait maddeleri tanımlar, ardından veriler üzerinden bu yapının doğruluğunu test eder (Hair et al., 2010; Schreiber et al., 2006). Analiz sürecinde faktör yükleri, faktörler arası korelasyonlar ve diğer ölçüm ilişkileri incelenerek modelin geçerliliği ve güvenilirliği ortaya konur (Bagozzi & Yi, 1988). Elde edilen DFA sonuçları, modelin veriyle uyumunu gösteren çeşitli uyum indeksleri aracılığıyla yorumlanır. Bu indeksler, modelin genel geçerliliğini ve geliştirilmesi gereken alanlarını belirlemede yol gösterici olur (Schumacker & Lomax, 2010). Aynı zamanda DFA, yapı geçerliliğini destekleyerek ölçüm aracının güvenilirliğini değerlendirme olanağı sunar (Byrne, 2010).

DFA'nın bir diğer kullanım alanı, modelin farklı alt gruplarda aynı şekilde işleyip işlemediğini incelemektir. Demografik veya diğer gruplar arasında modelin eşit uygulanabilirliğini test eden çoklu grup analizleri, bu işlevi destekler (Cheung & Rensvold, 2002). Ayrıca DFA, her bir faktörün modeldeki önemini ve faktör yüklerinin gücünü ortaya koyarak, ölçüm aracının her bileşeninin ne kadar sağlam bir biçimde ölçüldüğünü değerlendirme olanağı sağlar (Marsh et al., 2004).

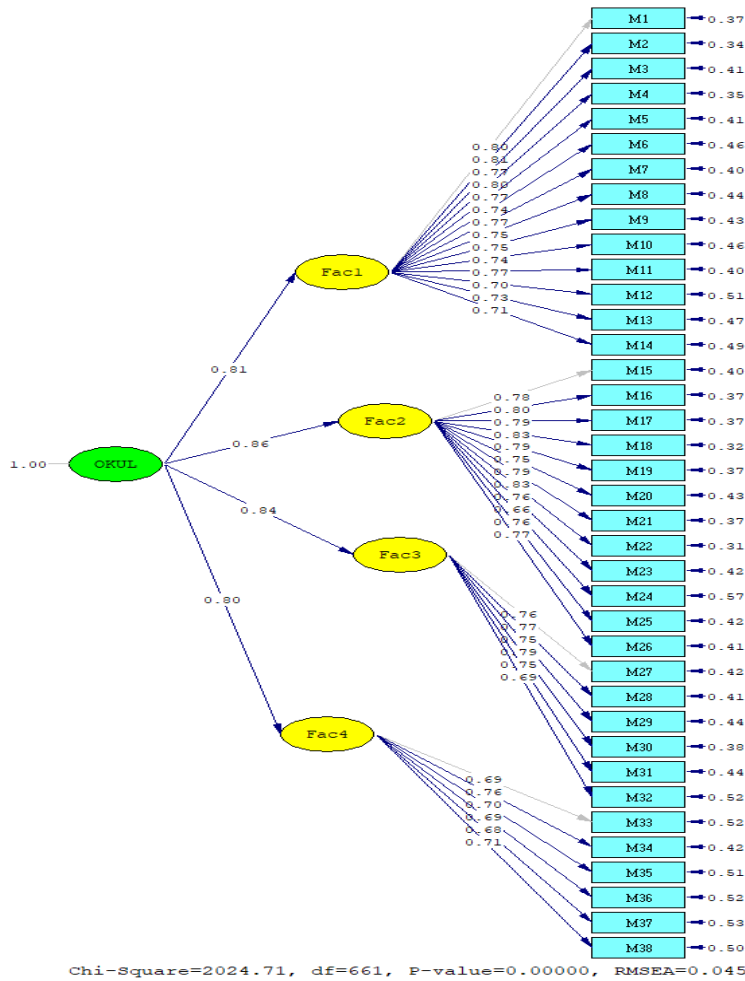
Tablo 4. DFA'ya dayalı olarak elde edilen uyum indeks değerleri

Uyum indeksi	Elde edilen değerler	Mükemmel değerler	Kabul edilebilir uyum	Kaynak
Chi-Square (χ^2)	$p < 0.05$	$p < 0.05$	$p > 0.05$	Kline, 2016
CFI	0.99	≥ 0.95	≥ 0.90	Hu & Bentler, 1999
TLI	0.99	≥ 0.95	≥ 0.90	Bentler & Bonett, 1980
RMSEA	0.045	≤ 0.05	≤ 0.08	Browne & Cudeck, 1993
SRMR	0.033	≤ 0.05	≤ 0.08	Hu & Bentler, 1999
IFI	0.99	≥ 0.95	≥ 0.90	Bollen, 1989
NFI	0.99	≥ 0.95	≥ 0.90	Bentler & Bonett, 1980
PNFI	0.93	≥ 0.70	≥ 0.50	Hooper et al., 2008
RFI	0.99	≥ 0.95	≥ 0.90	Bollen, 1989
GFI	0.90	≥ 0.95	≥ 0.90	Jöreskog & Sörbom, 1996
AGFI	0.90	≥ 0.95	≥ 0.90	Jöreskog & Sörbom, 1996

Tablo 4 incelendiğinde, Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) sonucuna göre, geliştirilen ölçme aracının öngörülen dört faktörlü yapısının gözlenen verilerle uyumunu değerlendirmek amacıyla uygulanmıştır. DFA sonuçları, ölçekte yer alan faktörlerin hem teorik hem de istatistiksel olarak güçlü bir yapı sunduğunu göstermektedir. Model uyumunu değerlendirmek için kullanılan uyum indeksleri incelendiğinde, CFI, TLI, IFI, NFI ve RFI değerlerinin 0,99 gibi yüksek seviyelerde olduğu görülmektedir; bu durum, modelin yapı geçerliliğinin güçlü olduğunu ve faktörlerin verilerle uyumlu olduğunu ortaya koymaktadır (Hu & Bentler, 1999; Bentler & Bonett, 1980; Bollen, 1989).

RMSEA ve SRMR değerleri sırasıyla 0,045 ve 0,033 olarak elde edilmiş, model hatasının düşük seviyede olduğunu ve uyumun istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermiştir (Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1999). GFI ve AGFI değerleri 0,90 seviyesinde bulunmuş olup, modelin uygun düzeyde uyum sağladığını desteklemektedir (Jöreskog & Sörbom, 1996). Ayrıca PNFI değeri 0,93 olarak bulunmuş ve bu, modelin hem uyumlu hem de yeterince parsimonik olduğunu göstermektedir (Hooper et al., 2008).

Bu uyum indeksleri bütüncül olarak değerlendirildiğinde, dört faktörlü ölçeğin gözlenen verilerle öngörülen faktör yapısı arasındaki uyumunun yüksek olduğu, dolayısıyla ölçüm aracının yapı geçerliliğinin sağlandığı sonucuna ulaşılmaktadır. DFA bulguları, her bir faktörün modeldeki anlamlılığını ve faktör yüklerinin gücünü ortaya koymakta, böylece ölçüm aracının güvenilirliğini ve geçerliliğini desteklemektedir (Hair et al., 2010; Schreiber et al., 2006; Bagozzi & Yi, 1988). Ayrıca, DFA'nın sağladığı çoklu grup analizleri ile modelin farklı alt gruplar arasında tutarlılığı da değerlendirilebilir; bu da ölçeğin demografik değişkenlerden bağımsız olarak geçerli ölçümler sunduğunu göstermektedir (Cheung & Rensvold, 2002; Marsh et al., 2004).



Şekil 2. İkinci düzey doğrulayıcı faktör analizi path diagramı

Okul algısını temsil eden yapının çok boyutlu ve hiyerarşik doğasını sınamak amacıyla ikinci düzey doğrulayıcı faktör analizi (DFA) uygulanmıştır. Literatürde, birden fazla birinci düzey faktörün yüksek düzeyde ilişkili olduğu durumlarda, bu faktörler arasındaki ortak varyansın daha üst düzey bir gizil yapı aracılığıyla modellenmesinin hem kuramsal hem de istatistiksel açıdan daha uygun olduğu vurgulanmaktadır (Brown, 2015; Kline, 2016). Path diagramında, birinci düzey faktörler (Fac1, Fac2, Fac3 ve Fac4) gözlenen maddeler aracılığıyla tanımlanmış ve her bir maddenin ilgili faktöre anlamlı ve kabul edilebilir düzeyde yüklediği görülmüştür. Maddelerin faktör yüklerinin genel olarak .60'ın üzerinde olması, ölçme modelinin yakınsak geçerliğinin sağlandığına işaret etmektedir (Hair et al., 2019).

Birinci düzey faktörler arasındaki ilişkiler, bu çalışmada serbest korelasyonlar biçiminde tanımlanmamış; bunun yerine bu ilişkiler “okul algısı” adlı üst düzey gizil yapı aracılığıyla dolaylı olarak modellenmiştir. Bu yaklaşım, yüksek faktörler arası korelasyonların çoklu doğrusal bağlantı sorununa yol açmasını önlerken, ölçülen yapının kavramsal bütünlüğünü daha yalın bir biçimde temsil etmektedir (Marsh & Hocevar, 1985; Byrne, 2012). İkinci düzey DFA sonuçları, “okul algısı” üst yapısı ile birinci düzey faktörler arasındaki standartlaştırılmış yol katsayılarının yüksek olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, alt boyutların birbirlerinden bağımsız olmadığını; aksine ortak bir üst kavramsal yapı çerçevesinde anlamlı biçimde bütünleştiğini ortaya koymaktadır. Bu durum, okul algısının farklı boyutlar üzerinden ölçülmesine rağmen, bu boyutların daha genel bir algısal yapı altında toplandığını desteklemektedir (Gorsuch, 1983).

Modelin uyum indeksleri incelendiğinde, RMSEA değerinin kabul edilebilir sınırların altında olması, önerilen ikinci düzey yapının veriyle iyi düzeyde uyum sağladığını göstermektedir. Büyük örneklerde ki-kare istatistiğinin anlamlı çıkmasının beklenen bir durum olduğu dikkate alındığında, uyum indekslerinin birlikte değerlendirilmesi ikinci düzey modelin yeterli ve uygun bir ölçme modeli sunduğunu ortaya koymaktadır (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016). Sonuç olarak, elde edilen DFA sonuçları, geliştirilen ölçeğin dört faktörlü yapısının hem teorik olarak öngörülen modeli desteklediğini hem de gözlenen verilerle uyumlu ve güvenilir bir ölçme aracı olduğunu ortaya koymaktadır.

Ölçme Aracının Güvenirliği

Bir ölçme aracının geçerliliğinin yanı sıra, güvenirliliği de bilimsel araştırmalarda temel bir ölçüttür. Güvenirlik, bir ölçek veya ölçüm aracının, ölçülmek istenen özelliği tesadüfi hatalardan arınmış şekilde ölçebilme gücü olarak tanımlanabilir. Geliştirilen “Velilerin Okula Yönelik Algı” ölçeğinin güvenirlilik düzeyini belirlemek için iç tutarlılık ölçütü kapsamında Cronbach α ve omega (ω) katsayıları hesaplanmıştır. Ölçeğin genel puanı ve dört faktöre ait güvenirlilik katsayıları Tablo 5’te sunulmaktadır.

Tablo 5. Toplam ve alt boyutlara ilişkin güvenirlilik

	Ölçek Maddeleri	\bar{X}	S_x	α	ω
1.Boyut	M1, M2, M3, M4, M5, M6, M7, M8, M9, M10, M11, M12, M13, M14	54,99	12,01	,949	,949
2.Boyut	M15, M16, M17, M18, M19, M20, M21, M22, M23, M24, M25, M26	46,22	10,42	,947	,948
3.Boyut	M27, M28, M29, M30, M31, M32	25,07	4,58	,875	,876
4.Boyut	M33, M34, M35, M36, M37, M38	24,19	4,77	,849	,851
Genel		150,47	26,98	,965	,965

Tablo 5’e göre, ölçeğin toplamına ait Cronbach α ve ω katsayıları her ikisi de ,965 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler, ölçeğin yüksek düzeyde güvenilir olduğunu göstermekte olup, sosyal

bilimler araştırmalarında güvenilirlik için yeterli kabul edilmektedir (Nunnally, 1978; Liu, 2003; Tavşancıl, 2014). Yüksek iç tutarlılık, ölçek maddelerinin birbirleriyle güçlü ilişkide olduğunu ve ölçülmek istenen psikolojik yapıyı doğru biçimde yansıttığını ortaya koymaktadır (Tavşancıl, 2002; Büyüköztürk, 2004).

Alt boyutlara ait güvenilirlik katsayıları da oldukça yüksektir: Birinci faktör “Okul Rehberlik Hizmetleri” için $\alpha = ,949$ ve $\omega = ,949$, ikinci faktör “Okul Sosyal Etkinlikleri” için $\alpha = ,947$ ve $\omega = ,948$, üçüncü faktör “Okuldaki Öğretmenler” için $\alpha = ,875$ ve $\omega = ,876$, dördüncü faktör “Okul Yöneticileri” için ise $\alpha = ,849$ ve $\omega = ,851$ olarak belirlenmiştir. Bu sonuçlar, hem ölçeğin genel güvenilirliğini hem de alt boyutların tutarlılığını doğrulamaktadır. Omega katsayılarının Cronbach α ile uyumlu olması, ölçüm modelindeki faktörler arası varyans dağılımının da dengeli olduğunu göstermekte ve ölçeğin psikometrik olarak sağlam bir yapıya sahip olduğunu desteklemektedir.

Genel olarak, elde edilen yüksek güvenilirlik katsayıları, “Velilerin Okula Yönelik Algı” ölçeğinin hem toplam skor hem de alt boyutlar düzeyinde ölçülmek istenen yapıyı tutarlı ve güvenilir biçimde değerlendirdiğini göstermektedir. Bu bulgular, ölçeğin sosyal bilimler alanındaki araştırmalarda güvenle kullanılabilmesine işaret etmektedir.

Tartışma, Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada geliştirilen “Velilerin Okula Yönelik Algısı” ölçeğinin psikometrik özellikleri, hem yurtiçi hem de uluslararası literatürde geliştirilen benzer ölçeklerle karşılaştırmalı olarak değerlendirilmiştir. Faktör analizi öncesi uygulanan Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) örneklem yeterliliği $.975$ ve Bartlett Küresellik Testi $\chi^2_{(703)} = 42.267,82$, $p < .001$ bulguları, verilerin faktör analizine uygun olduğunu göstermiştir. Literatürde KMO değerinin $.90$ ve üzerinde olması, örneklemin faktör analizine mükemmel düzeyde uygunluğunu ortaya koymaktadır (Şencan, 2005; Kalaycı, 2008). Bu bağlamda, mevcut araştırmada kullanılan örneklem ve veri seti, psikometrik analizlerin uygulanması için güçlü bir temel sunmaktadır.

Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA) sonucu ortaya çıkan dört faktörlü yapı (Okul Rehberlik Hizmetleri, Okul Sosyal Etkinlikleri, Okuldaki Öğretmenler, Okul Yöneticileri) toplam varyansın $\%61,51$ 'ini açıklamıştır. Sosyal bilimlerde açıklanan toplam varyansın $\%40-60$ aralığında olması yeterli olarak kabul edilirken (Scherer, Luther, Wiebe & Adams, 1988), elde edilen $\%61,51$ 'lik oran ölçeğin güçlü yapısal açıklama kapasitesine sahip olduğunu göstermektedir. Literatürdeki pek çok yerli ve uluslararası ölçek de benzer düzeyde varyans açıklama oranları bildirmektedir.

Örneğin Koç (2018) tarafından geliştirilen “Veli-Öğretmen İlişkisi Ölçeği” toplam varyansın $\%63,5$ 'ini açıklamış ve iç tutarlılık için $\alpha = .90$ değerini rapor etmiştir. Benzer şekilde, Alıcı (2013) tarafından geliştirilen Okula Yönelik Tutum Ölçeği toplam varyansın $\%58,2$ 'ini açıklamış olup $\alpha = .907$ ile yüksek düzeyde bir güvenilirlik göstermiştir. Yurtbakan ve Akyıldız (2020) tarafından geliştirilen Aile Okul Algısı ve Katılımı Ölçeği ise toplam güvenilirlik katsayısını $.907$ olarak rapor etmiş ve açıklanan varyans oranı $\%55$ 'in üzerinde bulunmuştur. Yüksel ve Kutlu (2024) tarafından geliştirilen Okul Başarısını Algılama Ölçeği yaklaşık $\%52$ toplam varyans oranı ve $\alpha = .81$ ile orta düzey bir iç tutarlılık düzeyini yansıtmıştır. Ayrıca Akın ve Sarıçam (2014) tarafından Türkçeye uyarlanan Okul Deneyimleri Ölçeği toplam varyans açıklama oranı $\%62,47$ düzeyinde olup alt boyutların alfa katsayıları $.84-92$ aralığında rapor edilmiştir. Bu çalışmaların bulguları bir arada değerlendirildiğinde, mevcut çalışmada elde edilen $\%61,51$ 'lik varyans oranının yerli literatürde güçlü ölçeklerle paralel düzeyde olduğu anlaşılmaktadır.

Güvenirlik bakımından bakıldığında, mevcut çalışmada ölçeğin toplam güvenilirlik katsayısı hem Cronbach alfa hem de omega için $.965$ olarak bulunmuştur ki bu değer, sosyal bilimlerde kabul edilen yüksek iç tutarlılık sınırının üzerindedir (Nunnally & Bernstein, 1994). Özellikle $.90$ 'ın üzerindeki alfa değerleri “yüksek iç tutarlılık” olarak değerlendirilirken, $.95$ 'in üzeri katsayıların maddeler arasında oldukça yüksek bir homojenlik göstergesi olduğu belirtilmektedir (George & Mallery, 2003; Tavakol & Dennick, 2011). Bununla birlikte literatürde alfa katsayısının $.95$ 'in üzerine çıkmasının, ölçek maddeleri arasında içerik benzerliğinin artmasına ve dolayısıyla madde çeşitliliğinin azalmasına yol açabileceği belirtilmektedir (Tavakol & Dennick, 2011). Mevcut çalışmada da toplam güvenilirlik katsayısının yüksek olması, ölçeğin homojen bir yapıda olduğunu göstermesine karşın, madde içerikleri kuramsal

yapı ve kapsam açısından ayrıca incelenmiş ve maddeler arasındaki içerik benzerliğinin makul düzeyde tutulduğu görülmüştür.

Uluslararası literatürde de benzer psikometrik profiller gözlenmektedir. Örneğin Freiberg ve Stein (1999) tarafından geliştirilen School Climate Inventory toplam varyansın %65,3'ünü açıklamış ve ölçeğin iç tutarlılığı için $\alpha = .91$ bildirmiştir. Barry Fraser'ın (1998) geliştirdiği Classroom Environment Instruments yaklaşık %62 varyans açıklama oranı ve $\alpha = .88$ ile rapor edilmiş, bu ölçekler okul iklimi ve öğrenme ortamı algılarını ölçmede sağlam psikometrik özellikler sunmuştur. Hoy ve Feldman (1987) tarafından geliştirilen örgütsel iklim ölçeklerinde toplam varyans yaklaşık %60,5 ve güvenilirlik katsayısı yaklaşık .87 olarak bulunmuştur. Ayrıca Cohen, McCabe, Michelli ve Pickeral (2009) tarafından okul iklimi ölçeklerinde alt boyutların alfa değerleri genellikle .80–.90 aralığında; toplam varyans oranları ise %58–64 bandında rapor edilmektedir. Epstein'in (2001) ebeveyn katılım modeli temel alınarak geliştirilen ölçeklerde ise alt boyut güvenilirlikleri çoğunlukla .75–.89 aralığında değişmektedir. Tagiuri ve Litwin'in (1968) örgütsel iklim temelli çalışmalarında ise toplam varyans oranları %55–60 bandında; güvenilirlik katsayıları ise genellikle .80'in üzerinde bildirilmiştir.

Bu uluslararası örnekler, mevcut çalışmada elde edilen varyans açıklama oranı ve güvenilirlik katsayılarının hem yerel hem de uluslararası literatürde yaygın olarak kabul edilen standartlar çerçevesinde olduğunu göstermektedir. Örneğin School Climate Inventory'nin %65,3 varyans açıklaması ve Freiberg ile Stein'in (1999) rapor ettiği .91 alfa düzeyi, ölçeğin yapısal geçerliliğinin güçlü olduğunu doğrulamaktadır. Benzer biçimde Classroom Environment Instruments'ın .88'lik alfa değeri de ölçeğin iç tutarlılığının yeterli olduğunu göstermektedir.

Mevcut çalışma kapsamında uygulanan Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) sonuçları da ölçeğin yapısal geçerliliğine ilişkin güçlü kanıtlar sunmaktadır. DFA analizinde elde edilen uyum indeksleri (CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .045, SRMR = .033 vb.) hem teorik modelin gözlenen verilerle örtüştüğünü hem de modelin yüksek düzeyde uyum sağladığını göstermektedir. Bu bulgular, hem yerli hem de uluslararası psikometrik ölçek çalışmalarında kabul edilen CFA/DFA uyum kriterleri ile paralellik göstermektedir (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016). Örneğin uluslararası okul iklimi ölçek çalışmaları genellikle $CFI \geq .95$, $RMSEA \leq .08$ gibi eşik değerleri kabul edilebilir olarak rapor ederken (Byrne, 2016; Schreiber et al., 2006), mevcut çalışmada elde edilen değerlerin daha sıkı uyum aralıklarını karşıladığı görülmektedir.

Faktör yapısının içeriksel değerlendirilmesi de literatürdeki benzer ölçeklerle paralel bir görünüme sahiptir. “Okul Rehberlik Hizmetleri” faktörü, okulun psikososyal destek mekanizmalarının veli algısı üzerindeki önemini ortaya koymaktadır; bu boyut, okul iklimi çerçevesinde hem öğrenciler hem aileler için uyum, katılım ve destek algısının merkezinde yer alır (Fraser, 1998). “Okul Sosyal Etkinlikleri” faktörü, okul dışı ve okul içi etkinliklerin okul-veli ilişkilerini güçlendiren önemli yapıtaşları olduğunu göstermektedir. Bu faktör, sosyal etkileşim ve okul topluluğunun algılanan desteği ile ilişkilidir; uluslararası okul iklimi ölçeklerinde de sosyal bağlantı ve topluluk algısı alt boyutları benzer yapıda rapor edilmiştir (Cohen et al., 2009). “Okuldaki Öğretmenler” faktörü ise öğretmen-veli ilişkilerine odaklanmakta olup, öğretmen davranışlarının ve profesyonel etkileşimin veli algısını önemli ölçüde etkilediğini göstermektedir. Uluslararası çalışmalar da öğrenme ortamının algısında öğretmen desteği ve iletişiminin kritik bir rolü olduğunu ortaya koymaktadır (Schueler et al., 2014). Son olarak “Okul Yöneticileri” faktörü, okul liderliğinin veli algısındaki rolünü göstermekte; bu, örgütsel iklim literatüründe okul yöneticilerinin etkisinin önemli bir boyut olduğunu ortaya koyan daha geniş örgütsel iklim çalışmalarıyla uyumludur (Hoy & Feldman, 1987; Tagiuri & Litwin, 1968).

Bu bulgular birlikte değerlendirildiğinde, mevcut ölçeğin hem yerli hem uluslararası psikometrik standartlar çerçevesinde güçlü ve geçerli bir ölçek olduğunu söylemek mümkündür. Ayrıca ölçeğin dört faktörlü yapısı, literatürde benzer konuları ölçen ölçeklerin faktör yapılarıyla hem nitelik hem nicelik açısından tutarlılık göstermektedir; bu da ölçeğin kuramsal ve ampirik açıdan psikometrik bir bütünlüğe sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Birinci faktör olan Okul Rehberlik Hizmetleri, %44,102 varyans açıklama oranı ve .96 düzeyinde Cronbach Alfa (Omega = .96) katsayısı ile ölçeğin merkezî bileşenini oluşturmaktadır. %44'ün üzerindeki açıklama oranı, çok boyutlu sosyal bilim ölçeklerinde nadiren görülen bir yapısal yoğunlaşmaya işaret etmektedir. Yerli literatürde rehberlik ya da psikososyal destek boyutları genellikle

daha sınırlı varyans açıklama oranlarına sahiptir. Örneğin Yurtbakan ve Akyıldız (2020) çalışmasında aile katılımı alt boyutları %12–18 aralığında varyans açıklamakta ve ilgili alt boyutların güvenilirlik katsayıları .82–.89 arasında değişmektedir. Benzer şekilde Koç (2018) çalışmasında öğretmen-veli etkileşimi boyutu %15 civarında varyans açıklamakta ve alfa değeri .88 olarak rapor edilmektedir.

Uluslararası literatürde ise okul iklimi çalışmalarında psikososyal destek ya da danışmanlık boyutları genellikle toplam varyansın %10–20'sini açıklamaktadır. Örneğin Freiberg ve Stein (1999) tarafından geliştirilen School Climate Inventory'de destek hizmetleri boyutu yaklaşık %17 varyans açıklamakta ve .88 alfa değerine sahiptir. Cohen ve arkadaşlarının (2009) okul iklimi modelinde psikososyal güvenlik boyutu %14 varyans açıklamakta ve .86 güvenilirlik katsayısı göstermektedir.

Bu bağlamda mevcut çalışmadaki %44,102'lik oran, rehberlik hizmetlerinin veli algısında yalnızca bir alt boyut değil; okulun merkezî işlevlerinden biri olarak konumlandığını göstermektedir. Bu durum Türkiye bağlamında rehberlik hizmetlerinin sınav yönlendirme, akademik rehberlik ve psikososyal destek alanlarında veliler açısından kritik bir beklenti alanına dönüştüğünü düşündürmektedir.

İkinci faktör olan Okul Sosyal Etkinlikleri, %8,021 varyans açıklama oranına ve .91 Cronbach Alfa (.91 Omega) katsayısına sahiptir. Bu oran ilk faktöre kıyasla daha düşük olmakla birlikte, ebeveyn katılım literatüründe sosyal etkinlik boyutlarının genellikle %6–10 aralığında varyans açıkladığı bilinmektedir. Yurtbakan ve Akyıldız (2020) çalışmasında sosyal katılım boyutu %9 varyans açıklamakta ve .85 alfa değerine sahiptir. Alıcı (2013) çalışmasında sosyal etkinliklere yönelik tutum boyutu %10 civarında varyans açıklanmış ve .87 güvenilirlik katsayısı rapor edilmiştir.

Uluslararası çalışmalarda da benzer bir dağılım görülmektedir. Fraser (1998) tarafından geliştirilen sınıf çevresi ölçeklerinde sosyal katılım boyutları %8–12 aralığında varyans açıklamakta ve .84–.89 alfa değerleri göstermektedir. Hoy ve Feldman (1987) çalışmasında sosyal etkileşim boyutu %9 varyans açıklama oranı ve .85 güvenilirlik katsayısına sahiptir.

Bu karşılaştırmalar, mevcut çalışmadaki %8,021'lik varyans oranının literatürle tutarlı olduğunu göstermektedir. Ancak dikkat çekici olan nokta, rehberlik faktörüne kıyasla sosyal etkinliklerin daha ikincil konumda kalmasıdır. Bu durum, velilerin okul algısında akademik ve yönlendirici işlevleri sosyal etkinliklere göre daha öncelikli değerlendirdiğini düşündürmektedir.

Üçüncü faktör olan Okuldaki Öğretmenler, %5,231 varyans açıklama oranı ve .93 Cronbach Alfa (.93 Omega) katsayısı göstermektedir. Öğretmen algısının görece daha düşük varyans oranına sahip olması ilk bakışta sınırlı gibi görünse de, öğretmen güveni literatüründe faktörlerin genellikle %5–15 aralığında varyans açıkladığı bilinmektedir. Koç (2018) çalışmasında öğretmen güven boyutu %14 varyans açıklamakta ve .90 alfa değerine sahiptir. Yüksel ve Kutlu (2024) çalışmasında öğretmen yeterliği boyutu %11 varyans açıklamakta ve .83 güvenilirlik katsayısı göstermektedir. Uluslararası literatürde Hoy ve Feldman (1987) tarafından geliştirilen örgütsel güven modelinde öğretmen güven boyutu %12 varyans açıklama oranı ve .87 alfa değerine sahiptir. Cohen ve arkadaşları (2009) çalışmasında öğretmen-öğrenci ilişkisi boyutu %13 varyans açıklamakta ve .88 güvenilirlik göstermektedir.

Mevcut çalışmadaki %5,231 oranı görece daha düşük olmakla birlikte .93'lük yüksek güvenilirlik katsayısı, faktörün içsel homojenliğinin güçlü olduğunu göstermektedir. Bu durum, öğretmen algısının veliler açısından daha bütünlük ancak diğer boyutlara kıyasla daha sınırlı bir varyans kaynağı olduğunu düşündürmektedir.

Dördüncü faktör olan Okul Yöneticileri, %4,156 varyans açıklama oranı ve .92 Cronbach Alfa (.92 Omega) katsayısı göstermektedir. Liderlik ve yönetim algısı boyutları literatürde genellikle %4–10 aralığında varyans açıklamaktadır. Koç (2018) çalışmasında yönetim desteği boyutu %8 varyans açıklamakta ve .86 alfa değerine sahiptir. Uluslararası bağlamda Freiberg ve Stein (1999) çalışmasında liderlik boyutu %10 varyans açıklama oranı ve .89 güvenilirlik katsayısı göstermektedir. Bu bağlamda mevcut çalışmadaki %4,156 oranı literatür alt sınırına yakın olmakla birlikte .92'lik yüksek güvenilirlik değeri, yönetici algısının tutarlı bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. Bu durum, velilerin yöneticilere ilişkin değerlendirmelerinin daha seçici ancak tutarlı olduğunu düşündürmektedir.

Öneriler

Bu çalışmada elde edilen bulgular doğrultusunda, geliştirilen ölçeğin farklı sosyokültürel bölgelerde ve farklı okul türlerinde uygulanarak ölçme değişmezliği analizlerinin yapılması önerilmektedir. Böylece ölçeğin faktör yapısının farklı örneklerde tutarlılığının sınanması mümkün olacaktır. Ayrıca bazı alt boyutlarda elde edilen yüksek iç tutarlılık katsayıları (.90 ve üzeri), maddeler arasında içerik benzerliği olasılığını gündeme getirmektedir. Bu nedenle ilerleyen araştırmalarda madde indirgeme analizleri ve kısa form geliştirme çalışmaları yapılabilir. Ölçeğin boyutları arasındaki yapısal ilişkilerin daha derinlemesine incelenmesi için yapısal eşitlik modellemesi temelli çalışmalar yürütülmesi de önerilmektedir. Bunun yanı sıra ölçek puanlarının akademik başarı, okul bağlılığı, öğrenci iyi oluşu ve veli katılım düzeyi gibi değişkenlerle ilişkilerinin incelenmesi, ölçüt bağıntılı geçerlik kanıtlarını güçlendirecektir. Son olarak, ölçeğin öğretmen ve öğrenci formlarının geliştirilerek çoklu veri kaynağına dayalı karşılaştırmalı çalışmaların yapılması, okul iklimi ve paydaş algılarının bütüncül biçimde değerlendirilmesine katkı sağlayacaktır.

Bunun yanı sıra, ölçeğin zamana karşı tutarlılığını değerlendirmek amacıyla test-tekrar test güvenilirlik çalışmalarının yapılması önerilmektedir. Böylece ölçümün yalnızca iç tutarlılık düzeyi değil, zamansal kararlılığı da ortaya konulabilecektir. Ölçeğin madde düzeyinde işleyişini daha ayrıntılı incelemek amacıyla Madde Tepki Kuramı (MTK) temelli analizlerin gerçekleştirilmesi de önemli katkılar sağlayabilir; özellikle ayırt edicilik ve madde güçlük parametrelerinin incelenmesi, ölçme hassasiyetinin farklı puan düzeylerinde nasıl değiştiğini ortaya koyacaktır. Ayrıca farklı sosyoekonomik düzeylere sahip gruplar arasında diferansiyel madde işleyişi (DIF) analizlerinin yapılması, ölçeğin adil ölçüm yapıp yapmadığına ilişkin önemli kanıtlar sunacaktır. Ölçeğin yordama geçerliğini sınamak amacıyla, rehberlik hizmetleri ve öğretmen algısı boyutlarının öğrencilerin akademik performansı ya da okul bağlılığı üzerindeki dolaylı ve doğrudan etkileri yapısal eşitlik modellemesi aracılığıyla test edilebilir. Son olarak, nicel bulguların daha derinlemesine yorumlanabilmesi için karma yöntem tasarımlarıyla nitel veri toplanması ve veli görüşmelerinin yapılması, faktörlerin bağlamsal anlamını güçlendirecek ve ölçekte temsil edilen yapının kültürel temellerini daha görünür kılacaktır.

Sonuç olarak, bu araştırma kapsamında geliştirilen ölçek, hem uluslararası literatürle karşılaştırmalı olarak değerlendirildiğinde ortaya koyduğu güçlü psikometrik göstergeler hem de Türkiye bağlamına özgü yapısal duyarlılığı ile alan yazına anlamlı bir katkı sunacağı umulmaktadır. Ölçeğin yüksek örneklem yeterliliği, sağlam faktör yapısı ve üstün model uyum indeksleri, ölçüm aracının bilimsel güvenilirliğini desteklemekte; özellikle rehberlik hizmetleri boyutunun merkezi konumu ise bağlamsal özgünlüğe işaret etmektedir. Bu bağlamda çalışma, okul temelli algı araştırmalarında hem kuramsal derinliği hem de metodolojik titizliği bir arada sunan bütüncül bir çerçeve ortaya koymaktadır.

Kaynakça

- Akın, A., & Sarıçam, H. (2014). Okul deneyimleri ölçeğinin Türkçeye uyarlanması: Geçerlik ve güvenilirlik çalışması. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, 14(3), 1123–1140.
- Alıcı, D. (2013). Okula yönelik tutum ölçeği'nin geliştirilmesi: Güvenirlik ve geçerlik çalışması. *Eğitim ve Bilim*, 38(168), 318–331.
- Alıcı, N. (2013). *Okula Yönelik Tutum Ölçeği'nin geliştirilmesi: Geçerlik ve güvenilirlik çalışması* (Yüksek lisans tezi). Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü.
- Aldridge, J. M., & McChesney, K. (2020). Measuring school climate: A systematic review of school climate research. *Review of Educational Research*, 90(6), 857–899. <https://doi.org/10.3102/0034654320953033>
- ASCA. (2019). *The ASCA National Model: A framework for school counseling programs* (4th ed.). American School Counselor Association.
- Aydoğdu, E., & Baş, G. (2021). Velilerin okul sosyal etkinliklerine ilişkin algıları. *Eğitim ve Bilim*, 46(207), 243–260.
- Ball, A., Bates, S., Amorose, A. A., & Dawn, A. B. (2017). The Parent Perceptions of Overall School Experiences Scale: Initial development and validation. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 1–12. <https://doi.org/10.1177/0734282917742310>

- Bayırlı, A., & Balcı, A. (2021). Okul müdürlerinin eğitim programı liderliğini belirlemeye yönelik bir ölçek geliştirme çalışması. *Türk Eğitim Bilimleri Dergisi*, 19(2), 1252–1276. <https://doi.org/10.37217/tebd.938818>
- Bekmezci, S. M., & Doğan, N. (2021). Ölçek geliştirmede açılımlayıcı faktör analizi, karar ağacı ve yapay sinir ağları sonuçlarının karşılaştırılması. *Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(4), 135–154.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bogay, A., Avcı, D., & Özdemir, S. (2018). Ebeveyn okul iklimi ölçeği Türkçe formunun psikometrik özelliklerinin incelenmesi ve ebeveyn okul iklimi algısının cinsiyete göre belirlenmesi. *İlköğretim Online*, 17(1), 70–81. <https://doi.org/10.17051/ilkonline.2018.413743>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781118619179>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Sage.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.
- Bryan, J., & Holcomb-McCoy, C. (2007). An examination of school counselor involvement in school–family–community partnerships. *Professional School Counseling*, 10(5), 441–454.
- Bütüner, S. Ö., & Gür, H. (2007). V diyagramlarına yönelik bir tutum ölçeğinin geliştirilme çalışması. *Milli Eğitim Dergisi*, 176, 72–85.
- Büyüköztürk, Ş. (2002). Faktör analizi: Temel kavramlar ve ölçek geliştirmede kullanımı. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 32, 470–483.
- Büyüköztürk, Ş. (2004). *Veri analizi el kitabı*. Ankara: Pegem A.
- Büyüköztürk, Ş., Kılıç Çakmak, E., Akgün, Ö. E., Karadeniz, Ş., & Demirel, F. (2014). *Bilimsel araştırma yöntemleri* (17. Baskı). Ankara: Pegem Yayınları.
- Carey, J., & Dimmitt, C. (2012). School counseling and student outcomes: Summary of six statewide studies. *Professional School Counseling*, 16(2), 146–153.
- Christenson, S. L., & Sheridan, S. M. (2001). *Schools and families: Creating essential connections for learning*. Guilford Press.
- Cohen, J., McCabe, E., Michelli, N. M., & Pickeral, T. (2009). School climate: Research, policy, practice, and teacher education. *Teachers College Record*, 111(1), 180–213.
- Creswell, J. W. (2016). *Araştırma deseni; nitel, nicel, karma yöntem yaklaşımları* (3. Baskı). Eğitim Kitap.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334.
- Çayak, S. (2024). Veli-okul işbirliği ölçeğinin karşılıklık ve güvenilirlik çalışması. *Akademik Sosyal Bilim Çalışmaları Dergisi*. <https://doi.org/10.29228/JASSS.75356>
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G., & Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve LISREL uygulamaları*. Pegem Akademi.
- Deslandes, R., & Bertrand, R. (2005). Motivation of parent involvement in secondary-level schooling. *Journal of Educational Research*, 98(3), 164–175.
- Doi, Y., & Minowa, M. (2003). Factor structure of the 12-item general health questionnaire in the Japanese general adult population. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 57(4), 379–383.
- Doğan, N., & Başokçu, T. O. (2010). İstatistik tutum ölçeği için uygulanan faktör analizi ve aşamalı kümeleme analizi sonuçlarının karşılaştırılması. *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi*, 1(2), 65–71.
- Doğan, T. (2017). Ölçek geliştirme çalışmalarında açılımlayıcı ve doğrulayıcı faktör analizi kullanımı. *İlköğretim Online*, 16(1), 123–145.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412.
- Durlak, J. A., Weissberg, R. P., & Pachan, M. (2011). A meta-analysis of after-school programs. *American Journal of Community Psychology*, 45(3–4), 294–309.
- Eccles, J. S., & Barber, B. L. (1999). Student council, volunteering, basketball, or marching band: What kind of extracurricular involvement matters? *Journal of Adolescent Research*, 14(1), 10–43.
- Epstein, J. L. (1995). School/family/community partnerships: Caring for the children we share. *Phi Delta Kappan*, 76(9), 701–712.

- Erkan, S. (2011). Okullarda rehberlik hizmetlerinin değerlendirilmesi. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, 11(3), 1147–1166.
- Erkuş, A. (2014). *Psikolojide ölçme ve ölçek geliştirme-I: Temel kavramlar ve işlemler* (2. Baskı). Pegem Akademi.
- Ertem, H. Y., & Gökalp, G. (2017). Velilerin okul iklimi algısı ölçeği'nin Türkçe'ye uyarlanması. *Ahi Evran Üniversitesi Kırşehir Eğitim Fakültesi Dergisi*, 18(2), 155–173.
- Fan, W., & Chen, M. (2001). Parental involvement and students' academic achievement: A meta-analysis. *Educational Psychology Review*, 13(1), 1–22.
- Fietzer, A. W., & Ponterotto, J. (2015). A psychometric review of instruments for social justice and advocacy attitudes. *Journal for Social Action in Counseling and Psychology*, 7(1), 19–40.
- Fraser, B. J. (1998). Classroom environment instruments: Development, validity and applications. *Learning Environments Research*, 1, 7–34.
- Fredricks, J. A., & Eccles, J. S. (2006). Is extracurricular participation associated with beneficial outcomes? *Developmental Psychology*, 42(4), 698–713.
- Freiberg, H. J., & Stein, T. A. (1999). Measuring school climate: The School Climate Inventory. *Journal of Educational and Psychological Measurement*, 59(2), 187–203.
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference* (4th ed.). Allyn & Bacon.
- Gülleroğlu, H. D. (2008). Okula ilişkin tutum ölçeği. *Eğitim Bilimleri ve Uygulama Dergisi*, 7(13), 77–86.
- Güriş, S., & Astar, M. (2014). *Bilimsel araştırmalarda SPSS ile istatistik* (Genişletilmiş 2. Baskı). Der Yayınları.
- Güven, M. (2019). Rehberlik hizmetlerine ilişkin veli algıları. *Milli Eğitim Dergisi*, 48(224), 129–150.
- Hallinger, P. (2011). Leadership for learning: Lessons from 40 years of empirical research. *Journal of Educational Administration*, 49(2), 125–142.
- Hattie, J. (2009). *Visible learning: A synthesis of over 800 meta-analyses relating to achievement*. Routledge.
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use Omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. *Communication Methods and Measures*, 14(1), 1–24.
- Hayduk, L. A. (2014). *Structural equation modeling with LISREL: Essentials and advances*. Johns Hopkins University Press.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191–205. <https://doi.org/10.1177/1094428104263675>
- Hill, K. M. (2006). Development and validation of a scale measuring parental perceptions of the special education process. *Open Access Master's Theses, Paper 1580*. <https://digitalcommons.uri.edu/theses/1580> <https://doi.org/10.23860/thesis-hill-kimberly-2006>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53–60.
- Hoy, W. K., & Feldman, D. H. (1987). The school climate survey: A tool for school improvement. *Educational Administration Quarterly*, 23(3), 35–49. <https://doi.org/10.1177/0013161X8702300304>
- 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>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide*. Scientific Software International.
- Kalaycı, Ş. (2008). *SPSS Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri*. Asil Yayın Dağıtım Ltd., Ankara.
- Karagöz, Y., Demir, M., & Günel, Y. (2019). Araç kasko sigortası yaptırırken şirket seçimini etkileyen faktörlerin tespitine yönelik ölçek geliştirilmesi. *Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 22(42).
- Kashyap, G. C., & Singh, S. K. (2017). Reliability and validity of general health questionnaire (GHQ-12) for male tannery workers: A study carried out in Kanpur, India. *BMC Psychiatry*, 17(1), 102.
- Kline, P. (1994). A general description of factor analysis. *An Easy Guide to Factor Analysis*. Taylor & Francis.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Klassen, R. M., & Chiu, M. M. (2010). Effects on teachers' self-efficacy and job satisfaction. *Teaching and Teacher Education*, 26(4), 741–752.

- Koç, E. (2018). Veli öğretmen ilişkisi ölçeği: Geliştirme, geçerlik ve güvenilirlik çalışması. Hacettepe Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü.
- Koç, M. H. (2018). Veli görüşlerine göre veli öğretmen ilişkisi ölçeğinin geliştirilmesi ve veli öğretmen ilişkisinin incelenmesi. *Milli Eğitim Dergisi*, 218, 56–76.
- Leithwood, K., & Jantzi, D. (2000). The effects of leadership on student engagement. *Journal of Educational Administration*, 38(2), 112–129.
- Li, W. H., Chung, J. O., Chui, M. M., & Chan, P. S. (2009). Factorial structure of the Chinese version of the 12-item general health questionnaire in adolescents. *Journal of Clinical Nursing*, 18(23), 3253–3261.
- Liang, Y., Wang, L., & Yin, X. (2016). The factor structure of the 12-item general health questionnaire (GHQ-12) in young Chinese civil servants. *Health and Quality of Life Outcomes*, 14(1), 136.
- Liu, Y. (2003). Developing a scale to measure the interactivity of websites. *Journal of Advertising Research*, June, 207–217.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. McGraw Hill.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw Hill.
- Özgür, E. (2003). *Çok değişkenli istatistiksel analiz yöntemleri ve bir uygulama*. Gazi Üniversitesi, Doktora Tezi.
- Özmentes, G. (2006). Müzik dersine yönelik tutum ölçeğinin geliştirilmesi. *İlköğretim Online*, 5(1), 23–29. <http://ilkogretim-online.org.tr>
- Patır, S. (2009). Faktör analizi ile öğretim üyesi değerlendirme çalışması. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4), 69–86.
- Rey, J. J., Abad, F. J., Barrada, J. R., Garrido, L. E., & Ponsoda, V. (2014). The impact of ambiguous response categories on the factor structure of the GHQ-12. *Psychological Assessment*, 26(3), 1021–1030.
- Roberts, J. K., & Henson, R. K. (2001). A confirmatory factor analysis of a new measure of teacher efficacy: Ohio State Teacher Efficacy Scale. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, Seattle.
- Scherer, R. F., Luther, D. C., Wiebe, F. A., & Adams, J. S. (1988). Dimensionality of coping: Factor stability using the ways of coping questionnaire. *Psychological Reports*, 62(3), 763–770.
- Schueler, B. E., Capotosto, L., Bahena, C., McIntyre, J., & Gehlbach, H. (2014). Measuring parent perceptions of school climate. *Psychological Assessment*, 26(3), 1218–1229.
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *Journal of Educational Research*, 99(6), 323–338.
- Şencan, H. (2005). *Davranış bilimleri için geçerlik ve güvenilirlik*. Seçkin Yayıncılık.
- Sebastian, J., Allensworth, E., & Huang, H. (2017). The role of teacher leadership in how principals influence classroom instruction and student learning. *American Journal of Education*, 123(1), 69–108.
- Sheldon, S. B. (2003). Linking school–family–community partnerships in urban elementary schools to student achievement. *The Elementary School Journal*, 103(5), 401–422.
- Sink, C. A., & Stroh, H. R. (2003). Raising achievement test scores of early elementary school students through comprehensive school counseling programs. *Professional School Counseling*, 6(5), 350–364.
- Taşdan, M., & Yılmaz, K. (2008). Okul yöneticilerinin liderlik stillerine ilişkin öğretmen algıları. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 14(1), 93–112.
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53–55. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- Tavşancıl, E. (2002). *Tutumların ölçülmesi ve SPSS ile veri analizi*. Ankara: Nobel Yayıncılık.
- Tavşancıl, E. (2014). *Tutumların ölçülmesi ve SPSS ile veri analizi* (6. Baskı). Nobel Akademik Yayıncılık.
- Turanlı, N., Türker, K. M., & Keçeli, V. (2008). Matematik alan derslerine yönelik tutum ölçeği geliştirilmesi. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 34, 254–262.
- Whiston, S. C., Tai, W. L., Rahardja, D., & Eder, K. (2011). School counseling outcome research. *Journal of Counseling & Development*, 89(1), 37–55.
- Yıldırım, K. (2019). Velilerin öğretmenlere yönelik algıları. *Milli Eğitim Dergisi*, 48(223), 85–104.
- Yurtbakan, E., & Akyıldız, S. (2020). Aile okul algısı ve katılımı ölçeği: Bir ulaşılabilirlik ve güvenilirlik çalışması. *Bayburt Eğitim Fakültesi Dergisi*, 15(30). <https://doi.org/10.35675/befdergi.686853>

- Yüksel, M., & Kutlu, Ö. (2024). Okul başarısını algılama ölçeđi: Güvenirlik ve geçerlik çalışması. *Dokuz Eylül Üniversitesi Buca Eğitim Fakültesi Dergisi*, 60, 975-994. <https://doi.org/10.53444/deubefd.1370397>
- Weston, R., & Gore, P. A. (2006). A brief guide to structural equation modeling. *The Counseling Psychologist*, 34(5), 719–751. <https://doi.org/10.1177/0011000006286345>
- Worthington, R., & Wittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806–838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>
- Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α , Revelle's β , and McDonald's ω H: Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70(1), 123–133. <https://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7>

EK1. Veli-Okul Algı Ölçeği (VOAÖ)

- ① Kesinlikle Katılmıyorum
 ② Genellikle Katılmıyorum
 ③ Katılıyorum
 ④ Genellikle Katılıyorum
 ⑤ Kesinlikle Katılıyorum

REHBERLİK HİZMETLERİNE YÖNELİK ALGI						
1	Okuldaki rehberlik biriminde görev yapan öğretmenlerin özverili çalıştıklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
2	Okuldaki rehberlik hizmetlerinin etkili olduğunu düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
3	Rehber öğretmenlerle iletişim kurduğumda sergiledikleri yaklaşımın beni olumlu yönde etkilediğini düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
4	Rehberlik birimindeki öğretmenlerin çocuğumun eğitim-öğretim süreciyle yakından ilgilendiklerini düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
5	Çocuğum herhangi bir sorun yaşadığında rehberlik biriminin çözüm üretmeye çalıştığını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
6	Okuldaki rehberlik hizmetlerinden oldukça memnunum	①	②	③	④	⑤
7	Rehberlik birimindeki öğretmenlerin çocuklarda “ben” kavramı yerine “biz” bilincinin gelişmesine katkı sağladıklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
8	Rehber öğretmenlerin çocukların okulu sevmesinde önemli rol oynadıklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
9	Çocuğumu rehberlik birimindeki öğretmenlere güvenle emanet edebilirim.	①	②	③	④	⑤
10	Rehberlik birimindeki öğretmenlerin çocukların akademik kariyer planlamalarına yönelik yeterli bilgilendirme yaptıklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
11	Rehberlik birimindeki öğretmenlerin çocuğuma kendi çocukları gibi yaklaştıklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
12	Rehberlik birimindeki öğretmenlerin çocuğumun olası sorunlarına çözüm üretebilecek yetkinliğe sahip olduklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
13	Rehberlik birimindeki öğretmenlerin çocukları yetenekleri doğrultusunda yönlendirebilecek donanıma sahip olduklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
14	Rehberlik birimindeki öğretmenlerin yalnızca çocuklarla değil, velilerle de iletişim kurmalarından memnunum.	①	②	③	④	⑤
OKUL SOSYAL ETKİNLİKLERİNE YÖNELİK ALGI						
15	Okuldaki sosyal etkinliklerin çocuğumun sanata bakış açısında olumlu değişim sağladığını düşünüyorum	①	②	③	④	⑤
16	Okuldaki sosyal etkinliklerin çocuklarda kurumsal kimlik gelişimine katkı sağladığını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
17	Okuldaki sosyal etkinliklerin çocuğumun var olan yeteneklerini ortaya çıkarmada etkili olduğunu düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
18	Okuldaki sosyal etkinliklerin çocuğumun kişilik gelişimine olumlu katkı sağladığını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
19	Okuldaki sosyal etkinliklerin çocuğumun özgüvenini artırdığını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
20	Okuldaki sosyal etkinliklerin çocuğumun doğaya bakış açısının gelişmesine katkı sağladığını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
21	Okuldaki sosyal etkinliklerin çocuğumun topluma ve toplumsal değerlere yönelik algısını olumlu yönde etkilediğini düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
22	Okuldaki sosyal etkinliklerin çocuğumda ortak toplumsal değerlerin gelişimine katkı sağladığını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
23	Okulun sosyal etkinliklerinin yerinde ve gerekli olduğunu düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤

24	Okulda sanata yönelik etkinliklerin yeterli düzeyde olduğunu düşünüyorum	①	②	③	④	⑤
25	Okuldaki etkinliklerin çocukların birbirleriyle kaynaşmasına katkı sağladığını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
26	Okuldaki sosyal etkinliklerin çocuğuma birey olma bilinci kazandırdığını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
ÖĞRETMENE YÖNELİK ALGI						
27	Öğretmenlerin çocuklara yalnızca bilgi aktarmakla kalmayıp, aynı zamanda karşılıklı saygıyı da kazandırmaya çalıştıklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
28	Öğretmenlerin öğrenciler arasında paylaşma duygusunu geliştirmek için çaba gösterdiklerini düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
29	Öğretmenlerin çocuğumu gelecekte karşılaşılabileceği sorunları çözebilecek bilgi ve becerilerle donatmaya çalıştıklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
30	Öğretmenlerin öğrenciler arasında yardımlaşmayı etkili biçimde teşvik ettiklerini düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
31	Öğretmenlerin çocukların takım ruhu içerisinde birlikte çalışabilmeleri için çaba gösterdiklerini düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
32	Okuldaki öğretmenlerin kendi branşlarında yeterli bilgiye sahip olduklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
OKUL YÖNETİCİLERİNE YÖNELİK ALGI						
33	Okul yöneticilerinin velilerle saygı çerçevesinde iletişim kurduklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
34	Okul yöneticilerinin kullandıkları üslup bana her zaman güven veriyor.	①	②	③	④	⑤
35	Okul yöneticilerinin güvenilir olduklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
36	Okul yöneticilerinin tüm velilere değer verdiklerini davranışlarıyla gösterdiklerini düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
37	Okul yöneticilerinin velileri kendi ailelerinden biri gibi gördüklerini düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤
38	Okul yöneticilerinin okulun amaçlarını gerçekleştirebilecek yönetim becerisine sahip olduklarını düşünüyorum.	①	②	③	④	⑤

This work is licensed under a [Creative Commons Attribution 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

