



# Turkish Studies Social Sciences

Volume 14 Issue 5, 2019, p. 2355-2371

DOI: 10.29228/TurkishStudies.29340

ISSN: 2667-5617

Skopje/MACEDONIA-Ankara/TURKEY



INTERNATIONAL  
BALKAN  
UNIVERSITY

EXCELLENCE FOR THE FUTURE  
IBU.EDU.MK

*Research Article / Araştırma Makalesi*

*Article Info/Makale Bilgisi*

✍ *Received/Geliş:* 03.08.2019

✓ *Accepted/Kabul:* 15.10.2019

✍ *Report Dates/Rapor Tarihleri:* Referee 1 (22.08.2019)-Referee 2 (10.10.2019)- Referee 3 (14.10.2019)

*This article was checked by iThenticate.*

## MESLEKİ TÜKENMİŞLİK ÖLÇEĞİ: GEÇERLİK VE GÜVENİRLİK ÇALIŞMASI

*Muhammet Baki MİNAZ\**

### ÖZ

Bu araştırmanın amacı Mesleki Tükenmişlik Ölçeği'ni geliştirmek ve geçerlik ve güvenirliğini incelemektir. Tükenmişlik sendromu çeşitli meslek dalları açısından önemli bir sorundur. Mesleki Tükenmişlik Düzenlerinin belirlemeye yönelik olan çalışma tarama modeli niteliğinde betimsel bir çalışmadır. Bir ölçeğin geliştirilmesi aşamaları genel olarak şöyle sıralanabilir. Maddeleri oluşturma, Uzman görüşüne başvurma, Ön sınav, Geçerlik çalışması, Faktör analizi ve güvenirlik hesaplama şeklinde sıralanabilir. Çalışma 171'i kadın, 169'ı erkek olan toplam 340 kişi üzerinde yürütülmüştür. Mesleki Tükenmişlik Ölçeği 1"hiçbir zaman" ve 5 "her zaman" şeklinde 5'li Likert tipi bir derecelendirmeye sahiptir. Ölçeğin madde analizi için düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları hesaplanmıştır. Ölçeğin yapı geçerliği açımlayıcı faktör analizi, güvenirliği Cronbach alfa iç tutarlılık güvenirlik katsayısı ile incelenmiştir. Geçerlik ve güvenirlik analizleri SPSS 25 paket programı ile yapılmıştır. Mesleki Tükenmişlik Ölçeği yapı geçerliği için uygulanan açımlayıcı faktör analizi sonucunda toplam varyansın %32,24'ünü açıklayan, öz-değeri 7,09 olan tek boyutlu ve 22 maddeden oluşan bir ölçme aracı elde edilmiştir. Ölçeğin KMO örneklem uygunluk katsayısı .90 olarak bulunmuştur. Ölçeğin faktör yükleri .41 ile .72 arasında sıralanmaktadır. Yapılan doğrulayıcı faktör analizi sonuçları ise modelin uyum iyiliği indekslerinin kabul edilebilir düzeyde olduğunu göstermektedir. Cronbach alfa iç tutarlık güvenirlik katsayısı .89 olarak bulunmuştur. Ölçeğin düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları .37 ile .67 arasında sıralanmaktadır. Bu sonuçlar Mesleki Tükenmişlik Ölçeği'nin geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğunu göstermektedir.



Dr. Öğr. Üyesi, Siirt Üniversitesi, E-posta: mbakiminaz@gmail.com

---

**Anahtar Kelimeler:** Mesleki Tükenmişlik Ölçeği, Geçerlik, Güvenirlik, Faktör analizi

## **MANAGER PERCEPTION SCALE: THE STUDY OF VALIDITY AND RELIABILITY**

### **ABSTRACT**

The purpose of this research is to develop the Manager Perception Scale and to examine its reliability and validity values. Burnout syndrome is an important problem for various occupations. This is a descriptive study which is a screening model. The stages of developing a scale can be listed as follows. Create items, consult expert opinion, pre-test, validity study, factor analysis and reliability calculation. The study was conducted on a total of 340 individuals, 171 of whom were females and 169 of them males. Occupational Burnout Scale 1 has a 5-point Likert-type rating of "never" and 5 "always". Corrected item total correlation coefficients were calculated for item analysis of the scale. The construct validity of the scale was explored by exploratory factor analysis and its reliability was examined with Cronbach alpha internal consistency reliability coefficient. Validity and reliability analyzes were performed with SPSS 25 package program. As a result of the exploratory factor analysis applied for the construct validity of the Occupational Burnout Scale, a one-dimensional and 22-item measurement tool was obtained, explaining 32.24% of the total variance and having an eigenvalue of 7.09. The KMO sample suitability coefficient of the scale was found to be .90. Factor loads of the scale ranged between .41 and .72. The results of the confirmatory factor analysis showed that the goodness of fit indices of the model were acceptable. Cronbach's alpha internal consistency reliability coefficient was .89. Corrected item total correlation coefficients of the scale ranged between .37 and .67. These results show that the Occupational Burnout Scale is a valid and reliable measurement tool.

### **STRUCTURED ABSTRACT**

#### **1. Introduction**

Today, burnout syndrome is an important problem for various occupations. In the literature, it is stated that those who work in occupational groups that require interaction with people are more frequently encountered with this syndrome (Hoyos & Kallus, 2005; Maslach, Schaufe & Leither, 2001; Oplatka, 2002). Burnout is more common in occupations that require a face-to-face relationship with people. It has been shown in various studies that the risk of extinction is higher in the professionals working with people because the responsibility towards people is higher than the responsibility towards objects. From this point of view, teaching based on human relations

Burnout is one of the negative effects of being stressed and not being able to cope with some problems. Burnout caused by stress affects illness, fatigue, pessimism, emotions and thoughts and thus is

seen as a barrier to quality education. One of the primary objectives of teachers is to reduce burnout level in order to increase efficiency in education. Increasing the motivation of teachers and increasing their belonging to the school are ways of decreasing professional burnout. For this reason, assessment tools that can evaluate teachers' perception of professional burnout as valid and reliable are very important in preventing possible problems. The aim of this study is to improve the Occupational Burnout Scale and to examine its validity and reliability.

## 2. Method

### 2.1. Working group

The study was conducted on a total of 340 individuals, 171 of whom were female and 169 were male. The ages of the participants ranged between 17 and 63 (Mean: 33.39).

### 2.2. Product Pool

In the process of developing the scale, firstly, a pool of 30 items was created and these items were examined in terms of whether they measured the grammar, comprehensibility and Occupational Burnout Scale and a 22-item application form was obtained. Occupational Burnout Scale has a 5-point Likert-type rating of 1 "never" and 5 "always". The experimental form was examined and necessary arrangements were made in terms of writing and field suitability.

### 2.3. Operation

Corrected item total correlation coefficients were calculated for item analysis of the scale. The construct validity of the scale was explored by exploratory factor analysis and its reliability was examined with Cronbach alpha internal consistency reliability coefficient. Validity and reliability analyzes were performed with SPSS 25 package program.

## 3. Results

The skewness coefficient of the scale -, 006 kurtosis value -, the mean value of 318 was 346.48, and the median value was 346.81. When the obtained values are analyzed in the light of the above explanations, it can be said that the scores show normal distribution. The skewness coefficient remained within the limits of +1 and -1, and the kurtosis value was not greater than +1, it was interpreted that the scores did not show a significant deviation from the normal distribution. If the group size is greater than 50, the Kolmogorov-Smirnov test can also be used to examine the normality of the scores. In this test, if  $p = .050$ , it can be interpreted that the scores do not show significant deviation from the normal distribution and hence the scores show normal distribution (Büyüköztürk, 2011, p.42).

**Tablo 2:** Kolmogorov-Smirnov Normality Test Results

	Tests of Normality					
	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Manager Perception	,079	340	,000	,986	340	,002

The K-S value was found to be .000, which showed a significant deviation from the normal distribution. In this case, Z score calculation was made in order to use normality statistics. The Z score is a form of scoring to determine where a person is, as a result of comparing a person's score with the group. These scores are expected to be between -3 and +3. The results of the analysis are shown in Table 3. Since there is no value below -3, it was decided that the distribution would be considered normal. The value of Z scores was between 1.74 and 4.77. In this case, since the scores are not between -3 and +3, it can be said that the scores do not show normal distribution. KMO sample adequacy was .906 and Barlett's Test  $p < .01$ . KMO coefficient which gives information about whether the data matrix is suitable for factor analysis is expected to be higher than 0,60 for factorability (Taş, 2018). . If the value found in the KMO test is below 0.50, it is unacceptable, 0.50 is weak, 0.60 is moderate, 0.70 is good, 0.80 is very good, 0.90 is excellent (Red, 2012).

### **3.1. Substance Analysis**

Corrected item total correlation coefficients of Occupational Burnout Scale are included. When the table is examined, the corrected item total correlation coefficients of the scale are between .37 and .67.

### **3.2. Building Validity**

A scale is subjected to factor analysis in order to determine which factors the items are under (Taş, 2018). Factor analysis is a process performed to reduce the number of variables by identifying the main variables or factors grouped from a large number of variables (Berk, 2012).

### **3.3. Reliability**

Cronbach alpha internal consistency reliability coefficient was examined for the reliability of Occupational Burnout Scale. Cronbach alpha internal consistency reliability coefficient of the scale was found to be .89.

## **4. Discussion**

The aim of this study is to improve the Occupational Burnout Scale and to examine its validity and reliability. The study was conducted on a total of 340 individuals, 171 of whom were females and 169 of whom were males. Occupational Burnout Scale has a 5-point Likert-type rating of 1 "never" and 5 "always". Corrected item total correlation coefficients were calculated for item analysis of the scale. The construct validity of the scale was explored by exploratory factor analysis and its reliability was examined with Cronbach alpha internal consistency reliability coefficient. Validity and reliability analyzes were performed with SPSS 25 package program. As a result of the exploratory factor analysis applied for the construct validity of the Occupational Burnout Scale, a one-dimensional and 22-item measurement tool was obtained, explaining 32.24% of the total variance, with an eigenvalue of 7.09. The KMO sample suitability coefficient of the scale was found to be .90. Factor loads of the scale ranged between .41 and .72. Cronbach's alpha internal consistency reliability coefficient was .89. Corrected item total correlation coefficients of the scale ranged between .37 and .67. These results show

that the Occupational Burnout Scale is a valid and reliable measurement tool.

When the exploratory factor analysis was conducted for the construct validity of the scale, it was seen that the scale was a one-dimensional measuring instrument consisting of 22 items and factor loads were above .30. The Cronbach alpha internal consistency reliability coefficient was examined for the reliability of the scale and it was found that this coefficient fulfilled the .70 criterion. However, the reliability of the re-test of the scale can be examined in future studies. Finally, the corrected item total correlation coefficients of the scale were found to be .30 and above.

When all these findings regarding the validity and reliability of the scale are examined, it can be said that the Occupational Burnout Scale is a valid and reliable measurement tool and can be used in the researches about the subject.

**Keywords:** Manager Perception Scale, Validity, Reliability, Factor analysis.

## 1. Giriş

Günümüzde Tükenmişlik sendromu çeşitli meslek dalları açısından önemli bir sorundur. Alanyazında özellikle insanlar ile etkileşim halinde olmayı gerektiren meslek gruplarında çalışanların bu sendromla daha sık karşılaştığı belirtilmektedir (Hoyos & Kallus, 2005; Maslach, Schaufe & Leither, 2001; Oplatka, 2002). Tükenmişlik, insanlarla yüz yüze ilişki gerektiren mesleklerde daha fazla görülmektedir. İnsanlarla çalışan profesyonellerde, insanlara karşı duyulan sorumluluğun, nesnelere karşı duyulan sorumluluktan daha fazla olması nedeniyle, bu kişilerde tükenme riskinin daha yüksek olduğu çeşitli araştırmalarla ortaya konulmuştur. Buradan yola çıkarsak insan ilişkilerine dayanan öğretmenlik mesleğinde yüksek düzeyde tükenmişlik yaşanması kaçınılmazdır.

Eğitim sürecinin önemi, eğitim kurumlarını ve bu kurumların işleyişinde birinci derecede etkili olan eğitim çalışanlarını da önemli hale getirmektedir denebilir. Çünkü eğitim çalışanlarının tutum ve davranışları eğitim kurumlarını doğrudan etkileyebilmektedir (Taş ve Kıroğlu, 2018). Öğretmenlerin birçoğunda zamanla okul türü, kısıtlayıcı okul kültürü, fiziksel altyapı ve kaynak yetersizlikleri, idare ile çatışma, örgütsel özellikler ile cinsiyet, eğitim durumu ve yaş gibi demografik faktörlerden dolayı mesleklerine dair ideallerini kaybetme, isteksizlik ve meslekten soğuma durumları görülmektedir (Byrne, 1991; Friedman 1991; Şişman, 2004; Troman & Woods, 2000). Öğretmenlerdeki bu hal tükenmişlik olarak adlandırılmaktadır.

Tükenmişlik kavramı; duygusal tükenme, duyarsızlaşma ve kişisel başarıda düşme hissi olarak üç alt boyuttan oluşmaktadır. Maslach ve Jackson (1981) literatürde tükenmişlik ile ilgili adı geçen üç boyutu ortaya koyan teorisyenler olarak yer almaktadırlar. Uzun dönemli iş stresinin, tükenmişliğe yol açtığını söyleyen Maslach, tükenmişliği “profesyonel bir kişinin mesleğinin özgün anlamı ve amacından kopması, hizmet verdiği insanlar ile artık gerçekten ilgilenemiyor olması” biçiminde tanımlamıştır. Tükenmişliğin majör özellikleri enerji kaybı, motivasyon eksikliği, diğerlerine karşı negatif tutum ve aktif olarak diğerlerinden geri çekilmeyi içerir. Maslach ve Jackson (1986) tükenmişliğin tanımını yaparken duygusal tükenme, duyarsızlaşma ve kişisel başarı yetersizliğine ilişkin duyguları sınıfladıkları üç ayrı kategoriyi ortaya koymuşlardır. Burada önemli olan, tükenmişliğin sürekli bir değişken olması ve bireylerin hep ya da hiç şeklinde sınıflandırılmamasıdır. Duygusal tükenme, çoğunlukla bireyde diğer insanlara yardım ederken istenen psikolojik ve duygusal taleplerin aşırılığı yüzünden ortaya çıkan bitkinlik durumunu ifade eder. İkinci boyut olan duyarsızlaşma, insanlara nesnelermiş gibi davranmayı ifade eder. Tükenmişliğin üçüncü boyutu ise,

düşük kişisel başarı duygularıdır. Bu boyut, çabaların olumlu sonuçlar üretmede sürekli başarısız kaldığı durumları ifade etmektedir.

Tükenmişlik kavramıyla ilgili tanımlardan yola çıkarak tükenmişliğin öğretmenlerde fiziksel, zihinsel yorgunluğa neden olduğu ve bunun da öğretmenlerin iş performanslarını ve öğretim etkinliklerini gerçekleştirmelerini olumsuz yönde etkilediği söylenebilir (Hoyos & Kallus, 2005; Maslach, Schaufe & Leither, 2001; VanHorn, Schauteli & Enzmann, 1999). Kaldı ki, disiplin yaptırımları da öğretmenlerin özlük haklarını olumsuz etkilemekte, bazı yaptırımlar görevde yükselmelerini engellemekte, bazıları da memuriyet yaşamlarına son verebilmektedir. İstenmeyen bu yaptırımlar öğretmenlerin moral ve motivasyonlarını düşürmekte, meslektaş, öğrenci ve veli nezdinde güven kaybına yol açmaktadır (Taş ve Kiroğlu, 2019). Bu nedenle öğretmenlerde tükenmişlik düzeylerinin ve tükenmişliğe neden olan etmenlerin belirlenmesi üzerine araştırmalar yapılması önemlidir. Çünkü öğretmenlerin yaşadıkları tükenmişlik onların öğrencilerini, yöneticileri ve velileri, dolayısıyla bütün paydaşları farklı düzeylerde etkileyebilmektedir (Friedman & Farber, 1992).

Örgüt bireylerinin sosyal ve psikolojik ihtiyaçlarının karşılanması iş doyum düzeylerini artırır. Bu nedenle çalışanların iş doyumlarının sağlanması aynı zamanda örgütlerin önemli sosyal ve psikolojik görevlerindedir (Akıncı, 2002). Toplumsal açık bir sistem olan okullarda öğretmenlerin iş doyumlarının yükseltilerek tükenmişliklerinin azaltılması oldukça önemlidir. Öğretmenin mesleğinde başarılı olabilmesi; fiziksel, sosyal ve ruhsal açıdan sağlıklı olmasına bağlı olan öğretmenin özellikleri (duygu, değer, davranış vb) ile iş yaşamının koşulları sürekli etkileşim halindedir. Bu etkileşimin sonucu olarak hem iş doyumunu hem de tükenmişlik ortaya çıkabilmektedir (Özben ve Argun, 2003). Öğretmenlerin mesleklerini etkili bir şekilde yapabilmeleri, yeteneklerini algılayabilmeleri ve kendilerine olan özgüvenleri ile doğru orantılıdır. Ancak; öğretmenlerin karşılaştıkları ve mücadele etmek zorunda oldukları problemler, mesleklerinden doyum sağlayamamalarına ve mesleğin stresinden kaynaklanan tükenmişlik duygusunu yaşamalarına neden olabilmektedir (Karahana ve Uyanık-Balat, 2011). Nitekim çalışanların işlerinde çeşitli nedenlerle yaşadıkları iş doyumсуuzluğu giderilmediğinde sonrasında buna bağlı olarak tükenmişliğin yaşanması olasılığı ortaya çıkabilmektedir.

Öğretmenlerin iş doyumları ve mesleki tükenmişlikleri, sadece kendileri için değil, çalıştıkları eğitim kurumu açısından da çok önemlidir. Çünkü öğretmenlerin iş doyumları ve yaşadıkları mesleki tükenmişlik düzeyleri; ortaya konan hizmetin kalitesini ve okulun verimini, buna bağlı olarak da okulun amaçlarının gerçekleşmesini ve eğitim-öğretim ortamını etkileyebilmektedir. Yaptığı işten doyum sağlamadığını hisseden ve bunu da açıkça dile getiren öğretmenin tükenmesi neticesinde sunduğu eğitimin kalitesi de azaltabilmektedir. Bu nedenle; milli eğitim bakanlığında çalışan öğretmenlerin işlerinden sağladıkları doyumun ve yaşadıkları mesleki tükenmişlik düzeyinin bilinmesi ve birbirleri ile olan ilişkisinin ortaya çıkarılması, bu konuda mesleklerine yönelik bir farkındalık yaratılarak onların tükenmişliklerinin azaltılması ve iş doyumlarının artmasına yönelik ortaya konan önerilerin karar alıcılar tarafından uygulamaya konulmasının milli eğitim bakanlığında çalışan öğretmenlerin öğretmenlik mesleğinin kalitesinin artmasına katkı sağlayacağı umulmaktadır.

Tükenmişlik, stresli olma durumundan kaynaklanan ve bazı sorunlarla başa çıkamamanın getirdiği olumsuz etkenlerden biridir. Stresten kaynaklanan tükenmişlik hastalığa, halsizliğe, karamsarlığa, duygu ve düşüncelere de etki ettiğinden kaliteli eğitimin engeli olarak görülmektedir. Öğretmenlerin motivasyonunu artırmak, okula aidiyetlerini arttırmak mesleki tükenmişliği azaltmakla olabilmektedir. Bu nedenle öğretmenlerin mesleki tükenmişlik algısını geçerli ve güvenilir olarak değerlendirebilecek ölçme araçları olası problemlerin önlenmesinde son derece önemlidir. Bu araştırmanın amacı Mesleki Tükenmişlik Ölçeği'ni geliştirmek ve geçerlik ve güvenilirliğini incelemektir.

## **2. Yöntem**

Milli Eğitim Bakanlığı Bünyesinde çalışan öğretmenlere yönelik Mesleki Tükenmişlik Düzenlerinin belirlemeye yönelik olan çalışma tarama modeli niteliğinde betimsel bir çalışmadır. Tarama modeli, geçmişte ya da mevcut olan bir durumu olduğu şekliyle betimlemeyi amaçlayan; araştırmaya konu olay, kişi ya da nesneyi kendi şartları içerisinde ve olduğu gibi tanımlanmaya çalışan bir yaklaşımdır (Karasar, 2017).

### **2.1. Çalışma Grubu**

Çalışma, 171'i kadın, 169'u erkek olan toplam 340 milli eğitim bakanlığına bağlı okullarda görev yapan öğretmen üzerinde yürütülmüştür. Çalışma grubunun tespitinde ulaşılabilirlik ve gönüllülük esasları dikkate alınarak belirlenmiştir. Çalışmada tüm branş öğretmenleri kapsam içine alınmıştır. Katılımcıların yaşları 20 ile 40+ arasında sıralanmaktadır (Ort: 33,39).

### **2.2. Verilerin Toplanması**

Mesleki Tükenmişlik Ölçeği deneme formu, araştırmacı tarafından 356 Milli Eğitim Bakanlığına bağlı eğitim kurumlarında görev yapan öğretmene uygulanmış, Mesleki Tükenmişlik Ölçeği deneme formunu doğru ve eksiksiz cevaplayan 340 yanıt dikkate alınmıştır.

### **2.3. Verilerin Analizi**

Mesleki Tükenmişlik Ölçeği Deneme formuna eksiksiz ve doğru bir şekilde cevaplayan 340 öğretmenin verdiği cevaplar doğrultusunda ölçeğin geçerlik ve güvenilirlik çalışması yapılmıştır. İlgili alanyazına göre bir ölçeğin geliştirilmesi aşamaları genel olarak şöyle sıralanabilir (Devellis, 2017; Karasar, 2017; Tavşancıl, 2014; Tezbaşaran, 1996): 1. Maddeleri oluşturma. 2. Uzman görüşüne başvurma. 3. Ön sınav. 4. Geçerlik çalışması. 5. Faktör analizi ve güvenilirlik hesaplama

#### **Maddeleri Oluşturma**

Bu çalışmada, Milli Eğitim Bakanlığına bağlı eğitim kurumlarında görev yapan öğretmenlerim Mesleki Tükenmişlik durumlarını belirlemek amacıyla geçerli ve güvenilir bir ölçek geliştirmek amaçlanmıştır. Bu amaçla ilkin alanyazın taranarak ve 3 tane alan uzmanını ile görüşülerek Mesleki Tükenmişlik durumlarını belirlemek için 62 maddeden oluşan bir madde havuzu oluşturulmuştur. Likert tipi ölçeklerin derecelenmeler 2'li, 3'lü, 5'li, 6'lı, 7'li, 9'lu hatta 11'li olabildiğinden (Tavşancıl, 2014; Köklü, 1995), ölçekte 5'li dereceleme kullanılmıştır. Ölçeğin nötr bir orta noktaya sahip olup olmaması konusu tartışma konusu olmakla birlikte, “maddelerin boş bırakılmasını ya da ortaldaki herhangi bir noktanın işaretlenmesini önlemek amacıyla” (Köklü, 1995) ölçekteki ifadeler, “Hiçbir zaman”, “Nadiren”, “Sık Sık”, “Genellikle” ve “Her zaman” şeklinde derecelendirilmiştir. Puanlamada ise olumlu durumda “Her zaman” 5, “Genellikle” 4, “Sık Sık” 3, “Nadiren” 2 ve “Hiçbir zaman” 1 puanla puanlanmıştır.

#### **Uzman Görüşüne Başvurma**

Kapsam geçerliliğini sağlamak için bu aşamada, madde havuzunda yer alan ifadelerle ilgili olarak, alan uzmanı iki öğretim üyesi, üç öğretmen bunlardan ikisi edebiyat-türkçe öğretmenin görüşleri alınmıştır. Alan uzmanı iki öğretim üyesinin görüşleri, “uygun/”geçerli” ve “uygun/geçerli değil” biçiminde cevaplı bir şekil kullanılarak alınmıştır. Uzmanların %100 uyuşma gösterdikleri maddelerin geçerli olmasına ve bu oranın altına kalan 5 maddenin ölçekten çıkarılmasına karar verilmiştir. Büyüköztürk'e (2016) göre uzman uyuşma düzeylerinin %90-100 olması ideal olmakla birlikte, %70-80 oranında uyuşma sağlanan maddeler de yeniden düzenlenmek suretiyle ölçekte tutulabilir. Üç öğretmen bunlardan iki tanesi Türkçe ve Edebiyat öğretmeni ile yapılan görüşmeler sonucunda, hazırlanan ifadelerin dil kurallarına uygunluğunun sağlanması, anlaşılacak yada yanlış anlaşılacak 4 maddenin daha ölçekten çıkarılmasına karar verilmiştir.

### Ön Sınama

Bu aşamada, ölçekte yer alan ifadelerin öğretmenler tarafından anlaşılabilirliğinin sağlanması ve süre tespiti için 25 öğretmene uygulanmıştır. Burada öğretmenlerin anlamadıkları ve yanlış anladıkları maddeler uzman görüşleri doğrultusunda yerniden gözden geçirilmiş ve amaca hizmet etmeyen 5 maddenin ölçekten çıkarılmasına karar verilmiştir. Bunun neticesinde 48 maddelik bir taslak ölçek elde edilmiştir.

### Asıl Uygulama

Deneme uygulamasından sonra Siirt ili ve ilçelerinde bulunan 171'i kadın, 169'u erkek olan toplam 340 milli eğitim bakanlığına bağlı okullarda görev yapan öğretmen üzerinde asıl uygulama yapılmıştır. Tavşancıl'a (2014) göre ölçeğin geçerlik çalışmalarında faktör analizi uygulanacağı için örneklem büyüklüğünün ölçekteki ifade sayısının en az beş hatta on katı olması gerekir. Daha önce ölçeğin ön deneme uygulaması asıl uygulama kapsamı dışında bırakılmıştır. Ölçeğin geliştirilmesi sürecinde öncelikle 48 maddelik bir madde havuzu oluşturulmuş ve bu maddeler gramer, anlaşılabilirlik ve Mesleki Tükenmişlik Ölçeği'ni ölçüp ölçmediği noktalarında incelenmiş ve sonuçta 22 maddelik uygulama formu elde edilmiştir. Mesleki Tükenmişlik Ölçeği 1"hiçbir zaman" ve 5 "her zaman" şeklinde 5'li Likert tipi bir derecelendirmeye sahiptir. Denemelik form incelenmiş ve yazım ve alan uygunluğu açısından gerekli düzenlemeler yapılmıştır.

### 2.4.İşlem

Ölçeğin madde analizi için düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları hesaplanmıştır. Ölçeğin yapı geçerliği açımlayıcı faktör analizi, güvenilirliği Cronbach alfa iç tutarlılık güvenilirlik katsayısı ile incelenmiştir. Geçerlik ve güvenilirlik analizleri SPSS 25 paket programı ile yapılmıştır.

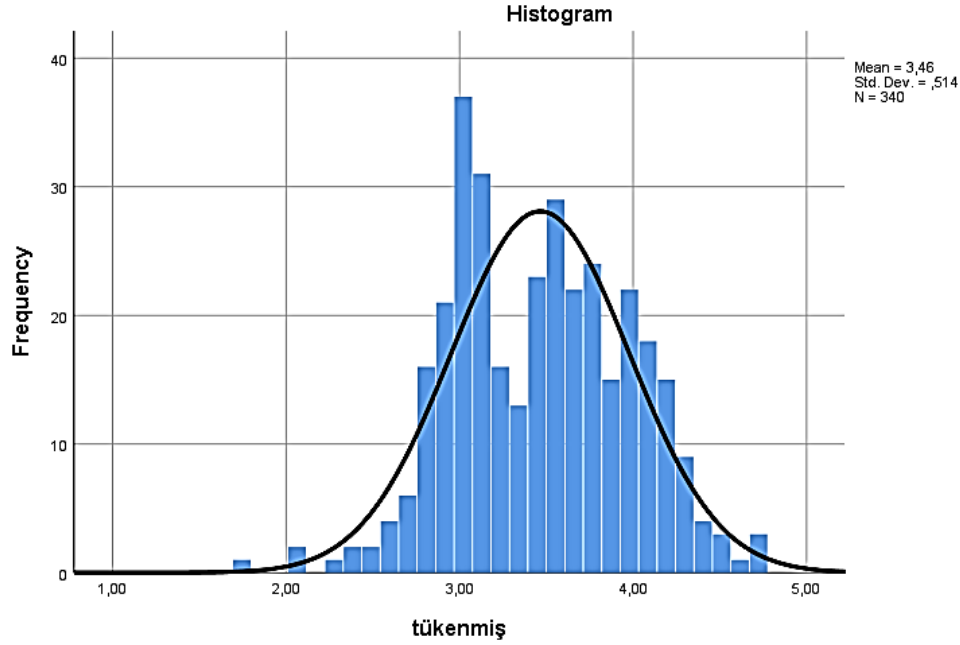
### 3.Bulgular

**Tablo 1:** Ölçek Toplam Verilerin Betimsel İstatistikleri

		İstatistik	Standart Hata
Toplam	Ortalama	3,4648	,02785
	Ortanca	3,4681	
	Varyans	,264	
	Standart Sapma	,51360	
	Minimum	1,74	
	Maximum	4,77	
	Genişlik (Ranj)	3,02	
	Çarpıklık Katsayısı	-,006	,132
	Basıklık Katsayısı	-,318	,264

Tablo 1'de görüldüğü üzere, ölçeğin çarpıklık kat sayısı -,006 basıklık değeri -,318 ortalama değeri 346,48, medyan değeri 346,81 olarak tespit edilmiştir. Elde edilen değerler, yukarıda yapılan açıklamalar ışığında analiz edildiğinde, puanların normal dağılım gösterdiği söylenebilir. Çarpıklık katsayısının +1 ile -1 sınırları içinde kalması, basıklık değerinin ise +1 den büyük olamaması puanların normal dağılımdan önemli bir sapma göstermediği şeklinde yorumlanmıştır (Büyüköztürk, 2005). Ayrıca, puanların dağılımına ilişkin histogram grafiği Şekil 1'de verilmiştir.





Şekil 1. Toplam Puanların Normal Dağılım Değerlerini Gösteren Histogram

Grup büyüklüğünün 50'den büyük olması durumunda, Kolmogorov-Smirnov testi de puanların normalliğe uygunluğunu incelemeye kullanılabilir. Bu teste  $p=.050$ 'den büyük olması durumunda, puanların normal dağılımdan anlamlı sapma göstermediği ve dolayısıyla puanların normal dağılım gösterdiği şeklinde yorumlanabilir (Büyüköztürk, 2011, s.42). Kolmogorov-Smirnov normallik testi sonuçları Tablo 2 verilmiştir.

Tablo 2: Kolmogorov-Smirnov Normallik Testi Sonuçları

	Tests of Normality					
	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Mesleki tükenmişlik	,079	340	,000	,986	340	,002

Tablo 2'de görüldüğü üzere, K-S değeri ,000 bulunmuştur ve bu değer, normal dağılımdan anlamlı sapma göstermiştir. Bu durumda normallik istatistiklerinin kullanılabilmesi için Z puanı hesaplaması yapılmıştır. Z puanı bir kişinin aldığı puanın grupta karşılaştırılması sonucu, kişinin nerede olduğunun tespit edilmesi için yapılan bir puanlama biçimidir. Bu puanların -3 ile +3 arasında bir değerde olması beklenir. Yapılan analiz sonuçları tablo 3'de gösterilmiştir.

Tablo 3: Maddelerin Z Puanları

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1,74	1	,3	,3	,3
	2,06	2	,6	,6	,9
	2,32	1	,3	,3	1,2
	2,34	1	,3	,3	1,5
	2,40	1	,3	,3	1,8
	2,45	1	,3	,3	2,1
	2,49	1	,3	,3	2,4

2,55	1	,3	,3	2,6
2,57	1	,3	,3	2,9
2,64	2	,6	,6	3,5
2,68	2	,6	,6	4,1
2,70	1	,3	,3	4,4
2,72	1	,3	,3	4,7
2,74	2	,6	,6	5,3
2,77	1	,3	,3	5,6
2,81	6	1,8	1,8	7,4
2,83	3	,9	,9	8,2
2,85	6	1,8	1,8	10,0
2,87	3	,9	,9	10,9
2,89	4	1,2	1,2	12,1
2,91	4	1,2	1,2	13,2
2,94	4	1,2	1,2	14,4
2,96	6	1,8	1,8	16,2
2,98	10	2,9	2,9	19,1
3,00	9	2,6	2,6	21,8
3,02	3	,9	,9	22,6
3,04	9	2,6	2,6	25,3
3,06	6	1,8	1,8	27,1
3,09	10	2,9	2,9	30,0
3,11	7	2,1	2,1	32,1
3,13	3	,9	,9	32,9
3,15	4	1,2	1,2	34,1
3,17	7	2,1	2,1	36,2
3,19	3	,9	,9	37,1
3,21	4	1,2	1,2	38,2
3,23	6	1,8	1,8	40,0
3,26	1	,3	,3	40,3
3,28	2	,6	,6	40,9
3,30	4	1,2	1,2	42,1
3,32	2	,6	,6	42,6
3,34	1	,3	,3	42,9
3,36	1	,3	,3	43,2
3,38	5	1,5	1,5	44,7
3,40	7	2,1	2,1	46,8
3,43	7	2,1	2,1	48,8
3,45	2	,6	,6	49,4
3,47	3	,9	,9	50,3
3,49	4	1,2	1,2	51,5
3,51	5	1,5	1,5	52,9
3,53	7	2,1	2,1	55,0
3,55	7	2,1	2,1	57,1
3,57	5	1,5	1,5	58,5
3,60	5	1,5	1,5	60,0
3,62	4	1,2	1,2	61,2
3,64	4	1,2	1,2	62,4
3,66	6	1,8	1,8	64,1
3,68	5	1,5	1,5	65,6
3,70	3	,9	,9	66,5
3,72	9	2,6	2,6	69,1
3,74	1	,3	,3	69,4

3,77	2	,6	,6	70,0
3,79	8	2,4	2,4	72,4
3,81	4	1,2	1,2	73,5
3,83	2	,6	,6	74,1
3,85	5	1,5	1,5	75,6
3,87	4	1,2	1,2	76,8
3,89	2	,6	,6	77,4
3,91	2	,6	,6	77,9
3,96	7	2,1	2,1	80,0
3,98	6	1,8	1,8	81,8
4,00	4	1,2	1,2	82,9
4,02	5	1,5	1,5	84,4
4,04	1	,3	,3	84,7
4,06	3	,9	,9	85,6
4,09	7	2,1	2,1	87,6
4,11	4	1,2	1,2	88,8
4,13	3	,9	,9	89,7
4,15	2	,6	,6	90,3
4,17	4	1,2	1,2	91,5
4,19	4	1,2	1,2	92,6
4,21	1	,3	,3	92,9
4,23	4	1,2	1,2	94,1
4,26	2	,6	,6	94,7
4,28	4	1,2	1,2	95,9
4,30	2	,6	,6	96,5
4,34	1	,3	,3	96,8
4,36	2	,6	,6	97,4
4,38	1	,3	,3	97,6
4,40	1	,3	,3	97,9
4,47	1	,3	,3	98,2
4,49	1	,3	,3	98,5
4,51	1	,3	,3	98,8
4,64	1	,3	,3	99,1
4,68	1	,3	,3	99,4
4,72	1	,3	,3	99,7
4,77	1	,3	,3	100,0
Total	340	100,0	100,0	

Tablo 3’de görüldüğü üzere -3 değerinin altında kalan hiçbir değer olmadığından dağılımın normal kabul edileceğine karar verilmiştir. Z puanlarının değeri 1,72 ile 2,72 arasında bulunmuştur. Bu durumda, puanlar -3 ile +3 arasında bir değerde olduğundan puanların normal dağılım gösterdiği söylenebilir. Yapılan analiz sonucunda z puanlarının değeri -1,72 ile 2,72 arasında bulunmuştur. Bu durumda, puanlar -3 ile +3 arasında bir değerde olduğundan puanların normal dağılım gösterdiği söylenebilir(Büyüköztürk, 2016).

**Tablo 4:** KMO ve Bartlett's Testi Sonuçları

KMO and Bartlett's Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,906
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	2462,925
	df	231
	Sig.	,000

Tablo 4.'te görüldüğü gibi KMO örneklem yeterliliği .906 ve Barlett's Testi  $p < .01$ 'tir. Veri matrisinin faktör analizi için uygun olup olmadığı hakkında bilgi veren KMO katsayısının, faktörleşebilirlik (factorability) için 0,60'dan yüksek çıkması beklenir (Taş, 2018). . KMO testinde bulunan değer 0,50'nin altında ise kabul edilemez, 0,50 zayıf, 0,60 orta, 0,70 iyi, 0,80 çokiyi, 0,90 mükemmeldir (Kırmızı, 2012).

### 3.1. Madde Analizi

Tablo 5'te Mesleki Tükenmişlik Ölçeği'ne ait düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları yer almaktadır. Tablo incelendiğinde ölçeğin düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları .37 ile .67 arasında sıralandığı görülmektedir.

**Tablo 5:** Mesleki Tükenmişlik Ölçeği Düzeltilmiş Madde Toplam Korelasyon Katsayıları

Madde no	Düzeltilmiş madde toplam korelasyonu	Madde silindiğinde Cronbach alfa
1	,371	,896
2	,418	,895
3	,524	,892
4	,491	,893
5	,597	,890
6	,566	,891
7	,530	,892
8	,668	,888
9	,397	,896
10	,578	,891
11	,451	,894
12	,580	,891
13	,564	,891
14	,675	,888
15	,389	,895
16	,531	,892
17	,533	,892
18	,418	,895
19	,447	,894
20	,466	,894
21	,391	,896
22	,487	,893

### 3.2. Yapı Geçerliliği

Bir ölçek, maddelerin hangi faktörler altında olduğunun tespiti amacıyla faktör analizine tabi tutulur (Taş, 2018). Faktör analizi, çok sayıdaki değişken içerisinden gruplandırılmış temel değişkenleri ya da faktörleri tanımlayarak değişken sayısını azaltmak amacı ile yapılan bir işlemdir (Berk, 2012). Mesleki Tükenmişlik Ölçeği'nin yapı geçerliliği için uygulanan açımlayıcı faktör analizi sonucunda ölçeğin tek boyutlu bir yapı sergilediği görülmüştür. Bu analiz sonucunda toplam varyansın %32,24'ünü açıklayan, öz-değeri 7,09 olan tek boyutlu ve 22 maddeden oluşan bir ölçme aracı elde edilmiştir. Ölçeğin KMO örneklem uygunluk katsayısı .90 olarak bulunmuştur. Ölçeğin faktör yükleri .41 ile .72 arasında sıralanmaktadır. Faktör yükleri Tablo 6'da yer almaktadır.

**Tablo 6:** Mesleki Tükenmişlik Ölçeği Faktör Yükleri

Madde no	Faktör Yüğü
1	,418
2	,444
3	,476
4	,587
5	,552
6	,659
7	,628
8	,589
9	,729
10	,448
11	,637
12	,508
13	,638
14	,545
15	,627
16	,729
17	,443
18	,590
19	,592
20	,475
21	,500
22	,525

### 3.3. Doğrulatoryı Faktör Analizi

Tutum ölçeğinin faktör yapısının mevcut verilerle ne oranda uyum sağladığını belirlemek amacıyla Doğrulatoryı Faktör Analizi (DFA) uygulanmıştır. Açımlayıcı faktör analizi sonucunda ulaşılan verilerin doğrulanması amacıyla uygulanan DFA için için Statistical Package of Analysis of Moment Structures (AMOS.23) programı kullanılmıştır. DFA, belirlenen faktörler arasında yeterli düzeyde ilişki bulunup bulunmadığını, hangi değişkenlerin hangi faktörlerle ilişkili olduğunu, faktörlerin birbirlerinden bağımsız olup olmadığını, faktörlerin modeli açıklamakta yeterli olup olmadığını test etmek amacıyla kullanılır (Özdamar, 2015). DFA'nın öncelikli amacı, daha önce tanımlanmış olan bir faktör modelinin gözlenen veri seti ile uyuma yeteneğini belirlemektir (Sümbüloğlu ve Akdağ, 2009). Uyum, bir modelin veriyi yani varyans kovaryans matrisini yeniden üretebilme kabiliyeti olarak adlandırılmakta olup, yapısal eşitlik modeli alanyazınında sürekli geliştirilen çok sayıda uyum istatistiği bulunmaktadır (Erkorkmaz, Etikan, Demir, Özdamar ve Sanisoğlu, 2013).

DFA sonuçlarına göre öncelikle beklenen kovaryans matrisi ile gözlenen kovaryans matrisi arasındaki farkın anlamlılığı hakkında bilgi veren p değerinin incelenmesi gerekmektedir (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2016). Ki-kare ( $\chi^2$ ) yapısal eşitlik modelinde tüm modelin uygunluğunu hesaplamak için hipotezi test eden geleneksel bir ölçümdür (Erkorkmaz vd., 2013). Ki-kare istatistiği, indeks uyum eksikliği olarak açıklanır (Stapleton, 1997). Bu indekslerden bir diğeri de karşılaştırmalı uyum indeksidir (Comparative Fit Index, CFI). Önerilen model ile bağımsız model arasındaki uyumu hesaplayan bu indekse göre 0.90 ve üzerindeki değerler modelin uyum gösterdiğini belirtmektedir (Dickey, 1996; Byrne, 1998). Uyum iyiliği indeksi [Goodness of Fit Index (GFI)] ve düzeltilmiş uyum iyiliği indeksi [Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)] ortaya çıkan modelin açıkladığı örneklem varyansı olarak kabul edilir ve modelin örneklemdaki varyans matrisini ne oranda ölçtüğünü gösterir. GFI ve AGFI değerleri 0-1 arasında değişmekte ve değerler 0.90 ve üzerinde olması modelin uyumlu

olduğunu göstermektedir (Kline, 2005). Bir başka indeks ise temel modelle karşılaştırılan modelin uyum eksikliğini tahmin etmek amacıyla kullanılan tahminin kök hata kareler ortalaması indeksi [Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)] olup, RMSEA değerinin 0 veya 0'a yakın olması, önerilen modelin mükemmel olduğunu gösterir. RMSEA değerinin 0.08 altında olması iyi bir model için beklenen sonuç iken, bu değer 10'dan küçük olması zayıf uyuma işaret eder (Tatar, 2005; Güzeller, 2005). Diğer bir indeks ise kök artık kareler ortalaması [Root Mean Square Residual (RMR)] indeksidir ki bu indeks değerinin 0-1 arasında olması gerekir ve 0.05 den küçük olması iyi uyumu gösterir (Schermele-Engel and Moosbrugger, 2003)

### 3.3.1.Yapısal Model ve Faktörleri

Model uyumu konusunda en önemli ölçütlerden biri  $\chi^2$  değeridir. Küçük örneklerde  $\chi^2$  değerinin küçülmesiyle model uyumu arttığından, model uyumu için  $\chi^2$ 'nin yanı sıra RMSEA, AGFI, RMR, GFI, NFI ve CFI gibi uyum indekslerine de bakılmalıdır (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2016).

DFA sonucuna göre ölçeğin  $\chi^2/df$  oranı 3,577 olarak hesaplanmıştır ( $\chi^2=275.426$ ,  $df= 77$ ,  $p<.000$ ).  $\chi^2/df$  oranının 0,10 ile 3 arasında olması uygun görülmeyle birlikte,  $\chi^2/df$  oranının 3'ün altında olması mükemmel uyumu, 5'in altında olması ise orta düzeyde uyumu ifade etmektedir (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2016; Uygun ve Engin, 2014 ). Bu çalışmada bulunan 3,577 oranı, ölçüm modelinin verilere orta derecede uyum sağladığını göstermektedir. Ölçeğin CFI [Comperative Fit Index (karşılaştırmalı uyum indeksi)] değeri 0.87, NFI [Normed Fit Index (ölçeklendirilmiş uyum indeksi)] değeri 0.83 olarak hesaplanmıştır. GFI [Goodness of Fit Index (uyum indeksi)] değeri 0.90 ve AGFI [Adjusted Goodness of Fit Index, (düzeltilmiş uyum iyiliği indeksi)] değeri 0.86 olarak hesaplanan modelin RMR [Root Mean Square Residual (kök artık kareler ortalaması)] değeri 0.10 olarak belirlenmiştir. Modelin RMSEA [Root Mean Square Error of Approximation (tahminin kök hata kareler ortalaması indeksi)] değeri ise 0.087 olarak belirlenmiştir. Tablo 6'de en sık kullanılan uyum indekslerinin kabul edilebilir sınır değerleri (Schermele-Engel and Moosbrugger, 2003) ile önerilen modelin hesaplanan uyum değerleri verilmiştir.

**Tablo 7: Önerilen Modelin Uyum Değerleri ve Standart Uyum Ölçütleri**

Uyum Ölçütleri	Hesaplanan Uyum Değerleri	İyi Uyum Değerleri	Kabul Edilebilir Uyum Değeri
GFI	0.90	0.95<GFI<1.00	0.90<GFI<0.95
AGFI	0.86	0.90<AGFI<1.00	0.85<AGFI<0.90
CFI	0.87	0.95<CFI<1.00	0.90<CFI<0.95
RMR	0.10	0.00<RMR<0.05	0.05<RMR<0.10
RMSEA	0.087	0.00<RMSEA<0.05	0.05<RMSA<0.10
NFI	0.83	0.95<NFI<1.00	0.90<NFI<0.95

Tablo 7'de de görülebileceği gibi, modele ait uyum indeksleri [GFI=0.90, AGFI=0.86, CFI=0.87, RMR=0.10, RMSEA=0.087, NFI=0.83] olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan değerlerin mükemmel uyum (fit) değerlerine sahip olmamakla birlikte, kabul edilebilir sınırlar içinde oldukları görülmektedir. Elde edilen sonuçlar, ölçeğin faktör yapısını doğrular nitelikte olup, modelin veri ile iyi bir uyum sağladığını göstermektedir.

### 3.4. Güvenirlilik

Mesleki Tükenmişlik Ölçeği'nin güvenilirliği için Cronbach alfa iç tutarlık güvenilirlik katsayısına bakılmıştır. Ölçeğin Cronbach alfa iç tutarlık güvenilirlik katsayısı .89 olarak bulunmuştur.

#### 4. Tartışma

Bu araştırmanın amacı Mesleki Tükenmişlik Ölçeği'ni geliştirmek ve geçerlik ve güvenirliliğini incelemektir. Çalışma 171'i kadın, 169'ı erkek olan toplam 340 kişi üzerinde yürütülmüştür. Mesleki Tükenmişlik Ölçeği 1 "hiçbir zaman" ve 5 "her zaman" şeklinde 5'li Likert tipi bir derecelendirmeye sahiptir. Ölçeğin madde analizi için düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları hesaplanmıştır. Ölçeğin yapı geçerliği açımlayıcı faktör analizi, güvenirliliği Cronbach alfa iç tutarlılık güvenirlilik katsayısı ile incelenmiştir. Geçerlik ve güvenirlilik analizleri SPSS 25 paket programı ile yapılmıştır. Mesleki Tükenmişlik Ölçeği yapı geçerliği için uygulanan açımlayıcı faktör analizi sonucunda toplam varyansın %32,24'ünü açıklayan, öz-değeri 7,09 olan tek boyutlu ve 22 maddeden oluşan bir ölçme aracı elde edilmiştir. Ölçeğin KMO örneklem uygunluk katsayısı .90 olarak bulunmuştur. Ölçeğin faktör yükleri .41 ile .72 arasında sıralanmaktadır. Cronbach alfa iç tutarlılık güvenirlilik katsayısı .89 olarak bulunmuştur. Ölçeğin düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları .37 ile .67 arasında sıralanmaktadır. Bu sonuçlar Mesleki Tükenmişlik Ölçeği'nin geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğunu göstermektedir.

Ölçeğin yapı geçerliği için açımlayıcı faktör analizi yapıldığında ölçeğin 22 maddeden oluşan tek boyutlu bir ölçme aracı olduğu ve faktör yüklerinin .30 değerinin üzerinde olduğu görülmüştür. Ölçeğin güvenirlilik çalışması için Cronbach alfa iç tutarlılık güvenirlilik katsayısına bakılmış ve bu katsayının .70 ölçütünü sağladığı görülmüştür. Bununla birlikte gelecek araştırmalarda ölçeğin tekrar test güvenirliliği incelenebilir. Son olarak ölçeğin düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayılarının .30 ve üzerinde olduğu saptanmıştır.

Ölçeğin geçerlik ve güvenirliliğine ait tüm bu bulgular incelendiğinde Mesleki Tükenmişlik Ölçeği'nin geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu ve konuyla ilgili yapılacak araştırmalarda kullanılabileceği söylenebilir.

#### KAYNAKÇA

- Akıncı, Z. (2002). Turizm sektöründe İş gören iş tatminini etkileyen faktörler: Beş yıldızlı konaklama işletmelerinde bir uygulama. Akdeniz Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 4, 1- 25.
- Berk, F. (2012). İlköğretim sosyal bilgiler dersinde uygulanan performans görevlerine yönelik geliştirilen tutum ölçeğinin geçerlilik ve güvenilirlik çalışması. Turkish Studies-International Periodical For The Languages, Literature and History of Turkish or Turkic, 7(3), 597-615, Doi Number: 10.7827/TurkishStudies.3579, <http://www.turkishstudies.net>, ANKARA-TURKEY
- Büyüköztürk, Ş. (2004). Veri Analizi El Kitabı, Pegem A Yayıncılık, Ankara.
- Büyüköztürk, Ş. (2005). Sosyal Bilimler İçin Veri Analizi El Kitabı (5. Baskı). Ankara: Cankaya Matbaası.
- Büyüköztürk, Ş. (2016). Sosyal Bilimler İçin Veri Analizi El Kitabı. Ankara: PegemA Yayıncılık.
- Büyüköztürk, Ş. (2016). Sosyal Bilimler İçin Veri Analizi El Kitabı. Ankara: PegemA Yayıncılık.
- Byrne, B. M. (1991). Burnout: Investigating the impact of background variables for elementary, intermediate, secondary, and university educators. Teaching and Teacher Education, 7(2), 197-209.
- Byrne, B. M. (1998). *Structural Equation Modeling With Lisrel, Prelis and Simlis: Basic Concepts, Applications and Programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G. ve Büyüköztürk, Ş. (2016). *Sosyal Bilimler İçin Çok Değişkenli İstatistik*. Ankara: Pegem Akademi Yayıncılık.
- Devellis, R. F. (2017). *Scale Development Theory and Applications*. London: SAGE Publications Inc.
- Dickey, D. (1996). Testing the fit of our models of psychological dynamics using confirmatory methods: An introductory primer. *Advances in Social Science Methodology*, Bruce Thompson (Ed.). London: JAI Press.
- Erkorkmaz, Ü., Etikan, İ., Demir, O., Özdamar, K. ve Sanisoğlu, Y. (2013). Doğrulayıcı faktör analizi ve uyum indeksleri, *Türkiye Klinikleri J Med Sci*, 33(1), 210-223
- Friedman, I. A. (1991). High and low burnout schools: School culture aspects of teacher burnout. *Journal of Educational Research*, 84(6), 325-333.
- Friedman, I. A., & Farber, B. A. (1992). Professional self-concept as a predictor of teacher burnout. *Journal of Educational Research*, 86, 28-35.
- Güzeller, C. O. (2005). *Orta öğretim kurumları öğrenci seçme ve yerleştirme sınavının geçerliği*. Yayımlanmamış doktora tezi. Hacettepe Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Ankara
- Hoyos, T., & Kallus, K. W. (2005). Burnout risk factors: Stress-recovery-state and coping among teachers. Department of Psychology. University of Graz. Austria.
- Karahan, Ş. ve Uyanık-Balat, G. (2011). Özel eğitim okullarında çalışan eğitimcilerin öz-yeterlik algılarının ve tükenmişlik düzeylerinin incelenmesi. *Pamukkale Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 29 (1), 1-14.
- Karasar, N. (2017). *Bilimsel Araştırma Yöntemi*. Ankara: Nobel Akademik Yayıncılık
- Kırmızı, F. S. (2012). Öğretmen adaylarının kitap okuma alışkanlığına yönelik tutum ölçeği: Geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Turkish Studies - International Periodical For The Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 7(3), 2353-2366, Doi Number: 10.7827/TurkishStudies.3372, <http://www.turkishstudies.net>, ANKARA-TURKEY
- Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: Guilford Publication, Inc.
- Köklü, N. (1995). Tutumların ölçülmesi ve likert tipi ölçeklerde kullanılan alternatif seçenekler. *Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Fakültesi Dergisi*. 28 (2), 81-94
- Maslach, C., Schaufeli W. B., Leiter M. P., Job Burnout, *Annual Review of Psychology*, Vol. 52, 2001, s. 397-422.
- Maslach, C., Stress, Burnout and Workaholizm, In R.R. Kilburg, P.E. Nethan, R.W. Thoresan (Eds.), *Professional in distress: Issues, Syndromes and Solutions in Psychology* Washington, DC: American Psychological Association, 1986, s. 53-75.
- Özben, Ş. ve Argun, Y. (2003). İlköğretim öğretmenlerinin umutsuzluk ve tükenmişlik düzeyleri üzerine bir araştırma. *Ege Eğitim Dergisi*, 3(1), 36-48
- Özdamar, K. (2015). *Paket Programlarla İstatistiksel Veri Analizi I*. Eskişehir: Nisan Kitabevi
- Schermelleh-Engel, K. and Moosbrugger, H. (2003). Models: Tests of significance and descriptive, *Psychological Research Online*, 8(2). 23-74
- Stapleton, C.D. (1997). Basic concepts and procedures of confirmatory factor analysis. *Paper Presented at The Annual Meeting of The Southwest Educational Research Association* (Austin, January).



- Sümbüloğlu K. ve Akdağ B. (2009). *İleri Biyoistatistiksel Yöntemler*. Ankara: Hatipoğlu Yayınları
- Şişman, M. (2004). Öğretim liderliği. Ankara: PegemA Yayıncılık.
- Taş, H. (2018). Hoşgörü tutum ölçeği: Bir ölçek geliştirme çalışması. *Turkish Studies, International Periodical For The Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 13(4), 1169-1192. DOI: <http://dx.doi.org/10.7827/TurkishStudies.12884> ISSN: 1308-2140, ANKARA-TURKEY
- Taş, H. ve Kıroğlu, K. (2018). Sınıf Öğretmenlerinin Disiplin Suçlarına ve Disiplin Cezalarına İlişkin Bilgi Düzeylerinin Çeşitli Değişkenler Açısından İncelenmesi. *Mersin Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 14(3), 1120-1137
- Taş, H. ve Kıroğlu, K. (2019). İlköğretim Kurumlarında Görev Yapan Öğretmenlerin İşledikleri Disiplin Suçları ile Aldıkları Disiplin Cezalarının Çeşitli Değişkenler Açısından İncelenmesi. *İlköğretim Online*, 18(1), 78-96
- Tavşancıl, E. (2014). Tutumların Ölçülmesi ve SPSS ile Veri Analizi. Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Tezbaşaran, A. A. (1996), Likert Tipi Ölçek Geliştirme Kılavuzu, Türk Psikologlar Derneği Yayınları, Ankara
- Troman, G., & Woods, P. (2000). Careers under stress: Teacher adaptations at a time of intensive reform. *Journal of Educational Change*, 1(3), 253-275.
- Uygun, S. ve Engin, G. (2014). Temel demokratik değerler ölçeği: Bir ölçek geliştirme çalışması. *Turkish Studies - International Periodical For The Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 9(5), 2021-2031, [www.turkishstudies.net](http://www.turkishstudies.net), DOI Number: 10.7827/TurkishStudies.6660, ANKARA-TURKEY
- VanHorn, J., Schauteli, W. D., & Enzmann, D. (1999). Teacher burnout and lack of reciprocity. *Journal of Applied Social Psychology*, 29(1), 91-108.