

Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeğinin Geliştirilmesi: Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması*

Development of the Teacher Subjective Well-Being Scale: Validity and Reliability Study

Nazan Bakır¹, Gökhan Arastaman²

¹Sorumlu Yazar, Doktora Öğrencisi, Hacettepe Üniversitesi, nazanbakr@gmail.com, (https://orcid.org/0000-0002-9442-8993)

²Doç. Dr., Hacettepe Üniversitesi, gokhanarastaman@gmail.com, (https://orcid.org/0000-0002-4713-8643)

Geliş Tarihi: 27.05.2024

Kabul Tarihi: 01.02.2025

ÖZ

Öğretmenlerin öznel iyi oluş düzeylerinin belirlenmesi önemsenmektedir. Bu doğrultuda bu araştırmada, öğretmenlerin öznel iyi oluş düzeylerini belirlemek amacıyla geçerli ve güvenilir bir “Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeği” geliştirilmesi amaçlanmıştır. Bu amaç çerçevesinde çalışmada, ölçeğin yapı geçerliği kapsamında gerçekleştirilen Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) için kamu okullarında çalışan 343 öğretmen, Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) için 250 öğretmen, ölçüt bağımlı geçerlik için ise 214 öğretmenden oluşan üç farklı çalışma grubu ile çalışılmıştır. Ölçeğin yapı geçerliği için AFA, DFA, yakınsama geçerliği ve ölçüt bağımlı geçerlik analizleri; güvenilirliği için ise Cronbach Alpha katsayısı, birleşik güvenilirlik değeri, madde-toplam puan korelasyon katsayıları, Ferguson Delta katsayısının hesaplanması ile test yarılama yöntemi ve alt-üst %27’lik grup yöntemi kullanılmıştır. AFA sonucunda toplam varyansın %67.04’ünü açıklayan 13 madde ve “okul bağlılığı” ve “mesleki doyum” olmak üzere 2 boyuttan oluşan bir ölçek elde edilmiştir. DFA sonucunda model uyum indeks değerleri $\chi^2/df=1.50$, RMSEA=.04, RMR=.05, CFI=.95, IFI=.95, GFI=.93, AGFI=.90, TLI(NNFI)=.94, PNFI=.68, PCFI=.74, PGFI=.62 olarak tespit edilmiş ve bu uyum değerleri yapının iyi uyum değerlerine sahip olduğu belirlenmiştir. Ölçüt bağımlı geçerlik analizi için Renshaw vd. (2015)’in geliştirdiği öğretmen öznel iyi oluş ölçeği kullanılmış, iki ölçek arasındaki korelasyon katsayısı $r=.82$ olarak hesaplanmıştır. Bu kapsamda ölçekler arasında yüksek düzeyde anlamlı bir ilişki olduğu ve geliştirilen ölçeğin ölçüt-bağımlı geçerliğe sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Ölçeğin Cronbach Alfa katsayısı .90, bileşik güvenilirlik katsayısı .98 ve Ferguson Delta katsayısı .92 olarak tespit edilmiştir. Ölçeğe ilişkin madde-toplam korelasyon değerlerinin .69-.84 arasında olduğu ve bu kapsamda her bir ölçek maddesinin ölçeğin tamamı ile ilişkili olduğu belirlenmiştir. Test yarılama yöntemi sonucunda katılımcıların ölçeğin iki yarısına verdikleri cevaplar arasındaki ilişkinin $r=.92$ olduğu; alt-üst %27’lik grup yöntemi sonucunda ise iki grup arasında anlamlı bir ilişki olduğu ($t=-30.42$; $p<.001$) tespit edilmiştir. Ayrıca ölçeğin yakınsak ve iraksak geçerliliğinin test edilmesi sonucunda AVE değeri .79, MSV ve ASV değeri .47 bulunmuştur. Elde edilen bulgular doğrultusunda geliştirilen “Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeği”nin öğretmenlerin öznel iyi oluş düzeylerini belirlemek üzere kullanılabilir geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu sonucuna varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Öğretmen, öznel iyi oluş, ölçek geliştirme, geçerlik, güvenilirlik, faktör analizi.

ABSTRACT

* Bu çalışma 1. yazarın doktora tezinden üretilmiştir.

It is important to determine the subjective well-being levels of teachers. In this direction, in this research, it was aimed to develop a valid and reliable "Teacher Subjective Well-Being Scale" in order to determine the subjective well-being levels of teachers. Within the framework of this purpose, the study was studied with three different study groups consisting of 343 teachers working in public schools for Explanatory Factor Analysis (EFA) carried out within the scope of the structural validity of the scale, 250 teachers for Confirmatory Factor Analysis (CFA) and 214 teachers for criterion-relative validity. For the structural validity of the scale, EFA, CFA, convergence validity, and criterion-related validity analyses; for reliability, the calculation of the Cronbach Alpha coefficient, the combined reliability value, the substance-total score correlation coefficients, and the Ferguson Delta coefficient, the test halving method, and the group method of the lower-upper 27% were used. As a result of EFA, a scale consisting of 13 items explaining 67.04% of the total variance and 2 dimensions, "school loyalty" and "professional satisfaction", was obtained. As a result of CFA, the model compatibility index values were determined as $\chi^2/df=1.50$, RMSEA=.04, RMR=.05, CFI=.95, IFI=.95, GFI=.93, AGFI=.90, TLI(NNFI)=.94, PNFI=.68, PCFI=.74, PGFI=.62 and these compatibility values were determined to have good compatibility values of the structure. The teacher's subjective well-being scale developed by Renshaw vd. (2015) was used for the criterion-correlated validity analysis, and the correlation coefficient between the two scales was calculated as $r=.82$. In this context, it has been concluded that there is a high level of significant relationship between the scales and that the developed scale has criterion-related validity. The Cronbach Alpha coefficient of the scale was determined as .90, the compound reliability coefficient was .98, and the Ferguson Delta coefficient was determined as .92. It has been determined that the substance-total correlation values for the scale are between .69-.84, and in this context, each item of the scale is related to the entire scale. As a result of the test halving method, it was determined that the relationship between the answers given by the participants to the two halves of the scale was $r=.92$; as a result of the lower-top 27% group method, it was determined that there was a significant relationship between the two groups ($t=-30.42$; $p<.001$). In addition, as a result of testing the convergent and divergent validity of the scale, the AVE value was found to be .79, the AVE value was found to be found to be MSV and the ASV value to be .47. It was concluded that the "Teacher Subjective Well-Being Scale" developed in line with the findings obtained is a valid and reliable measurement tool that can be used to determine the subjective well-being levels of teachers.

Keywords: Teacher, subjective well being, scale development, validity, reliability, factor analysis.

GİRİŞ

Felsefe disiplini ve insan yaşamı açısından geçmişten günümüze önemli bir kavram olan mutluluk yıllardır çalışmalara konu olmaktadır. Aristo bütün insanların mutluluğu aradığını belirtirken Farabi'ye göre mutluluk fikir yetkinliğine sahip olmaktır. Sokrates ise mutluluğu, insanın varoluşunun nihai amacı olarak açıklamaktadır (Yurcu, 2014). Bu durumda bireylerin mutluluğu araması ve kazanması istenmektedir (Eid & Diener, 2001). Çünkü mutluluk; bireylerin sağlığını korumada önemli bir istek durumudur (Cohen, 2002). Bireysel ve toplumsal düzeyde mutluluk, en önemli hedeflerden biri olarak benimsenmektedir (Veenhoven, 1994). Böylelikle bireyler daha çok yaşam beklentilerine sahip olacak (Joubert, 1992) ve yaşam doyumları yüksek olacaktır. Dolayısıyla, mutluluğu incelemek birçok araştırmacı için önem kazanmıştır.

Ait olduğu milli kimlik ve yaşı ne olursa olsun psikolojik bakımdan sağlıklı olan herkes mutluluğu arzular ve bu arzusu için gayret gösterir (Bindesen, 2020). Üstelik mutluluk algısının kültürden kültüre kayda değer farklar gösterdiği de bilinmektedir (Joshnloo, 2013). Hatta mutluluk üzerine derin araştırmalara devam eden Diener (1984) mutluluğu, olumsuz ve olumlu duygulara ek olarak yaşam doyumuyla ilişkilendirir. Bu bağlamda yaşam doyumunu mutluluğun somut bilişsel boyutudur. Bu boyutta bireyin hayatı boyunca bütün deneyimleri değerlendirilerek yaşadığı durumlara göre algısının açığa çıkartılmasıdır (Eryılmaz & Ercan, 2016). Bireylerin mutluluktan bekledikleri toplumsal olarak belirtilmiş olmasına rağmen, genel olarak bireylerin mutluluğunu nelerin sağladığı nesnel bir yaklaşımla incelenmiştir (Akın & Saticı, 2011). Nitekim literatürdeki son çalışmalar, önemli bir belirleyici olan nesnel yaklaşımların mutluluk kavramını tam olarak açıklayamadığını raporlamıştır. Bundan dolayı

araştırmacılar öznel iyi oluşlarını araştırmaya yönelmişlerdir. Bireylerin mutlu olma durumlarının değerlendirilmesi öznel mutluluk olarak ifade edilmektedir. Böylece literatürde mutluluk daha geniş bir şekilde öznel iyi oluş olarak tanımlanmıştır (Lyubomirsky & Lepper, 1999). Tüm bu açıklamalar ışığında mutluluk başka bir deyişle öznel iyi oluş düzeylerinin belirlenmesine ilgi duyulmuştur.

1.1. Öznel İyi Oluş ve Öğretmen Öznel İyi Oluş

Öznel iyi oluş, yaşam doyumunun öznel durumu ve olumlu ruh sağlığı olarak açıklanmakta, bilişsel ve duygusal bileşenlerden oluşmaktadır (Deiner, 2000). Esasında yaşamın değerlendirilmesi anlamına gelmektedir. Bu sebeple de öznel iyi oluşun etkisi; olumlu ve olumsuz duyguların ve yaşamın pozitif bilişsel değerlendirilmesini içeren ölçek maddeleri ile değerlendirilmektedir (Lyubomirsky, 2001). Başka bir deyişle, bu ölçek maddeleri, kişinin yaşamını olumlu bir şekilde değerlendirmesini sağlar. Olumlu duygulanım ümit, güven, umut, ilgi, merak, gurur, heyecan ve neşe gibi pozitif hisleri, olumsuz duygulanım ise öfke, nefret, kin ve suçluluk gibi hisleri ifade eden öznel yapılarıdır. Yaşam doyumunu, öznel iyi oluş kavramının bilişsel bileşeni olarak varsayılan, bireyin çeşitli yaşam alanlarındaki tatmini ve doyumunu yansıtır (Myers & Deiner, 1995). Eğer bir kişi hayatında zevk veren deneyimleri daha sık yaşıyor ve rahatsız edici deneyimleri daha az yaşıyorsa, bilişsel bir değerlendirme sonucu yüksek bir öznel iyi oluşa sahip olduğu anlamına gelmektedir (Myers, 2000).

“Yaşamınla ilgili genel olarak ne düşünüyorsun?” (Andrews & Withey, 1976), sorusuyla tek maddelik öznel iyi oluş ölçümüyle başlayan bu yoğun çalışma alanı, çok boyutlu ölçeklere doğru yönelim göstererek son otuz yılda yaygın olarak kabul edilmiş ve önemsenmiştir (Longo vd., 2018). Bu artışla birlikte öznel iyi oluş çocuklar (Gilman & Huebner 2006; Park 2004; Proctor vd., 2009), yetişkinler (Antaramian vd., 2008) ve öğretmenler (Renshaw vd., 2015) üzerinde yaşam doyum ilişkilerini ortaya koyan araştırma alanlarını bulundurmıştır (Liu vd., 2015; Lucas vd., 1996; Lyubomirsky vd., 2005). Bu süre zarfında, öznel iyi oluş yapısını değerlendirmek için çeşitli ölçme araçları geliştirilmiştir (Pavot vd., 1991).

İlgili literatür incelendiğinde, yaşam doyumunu ve öznel iyi oluşu değerlendiren Oxford Mutluluk Envanteri (OHI; Argyle vd., 1989), Oxford Mutluluk Anketi (OHQ; Hills & Argyle, 2002), Pozitif-Negatif Etki Ölçeği (PANAS) (Watson vd., 1988), Öznel Mutluluk Ölçeği (Lyubomirsky & Lepper, 1999), Yaşam Memnuniyet Ölçeği (Diener vd., 1985) gibi ölçüm araçlarının sıklıkla kullanıldığı görülmektedir. Lyubomirsky ve Lepper'e (1999) göre, mevcut yapılar öznel mutluluğun unsurlarından yalnızca bir veya ikisini (duygusal veya bilişsel) değerlendirir. Diener (1984) de tek maddelik ölçümün öznel iyi oluşun farklı yönlerini değerlendirebileceğini iddia eder. Buna eleştiri olarak Pavot ve Diener (2008) tek maddeli ölçeklerin duygusal ve bilişsel boyutları kapsamaması nedeniyle uygun olmadığını savunmaktadır. Bu sebeple de öznel iyi oluşu değerlendirmek için çok öğeli maddeler kullanılmasını tavsiye etmektedir. Bu çalışmada öğretmen özelinde öznel iyi oluşu çoklu maddelerle değerlendirme söz konusudur. Longo vd. (2018), her biri çok boyutlu iyi oluş bileşenlerini sunarak en yaygın kullanılan altı iyi oluş anlayışını (Diener vd., 2009; Keyes vd., 2002; Ryan vd., 2009) ortaya koymaktadır. Böylece alanyazındaki çalışmaların benzerlik ve farklılıklarını inceleyerek mutluluk, öz farkındalık, güvenlik, canlılık, sakinlik, iyimserlik, katılım, yeterlilik, kendini kabul etme, öz değer, gelişme, amaç, uyum ve bağlantı olarak genel iyi oluş tanımı gerçekleştirmiştir. Mevcut hiçbir araç, her biri kısmi bir değerlendirme sunan on dört yapının tümünü değerlendirmediklerinden, bunlar yeni bir çerçeve olarak kullanılmıştır. Bu nedenle geliştirilmesi planlanan öğretmen özelinde öznel iyi oluşun çoklu değerlendirme varsayımlarını içermesi gerektirdiği fikri çıkarılmaktadır.

Birçok ülkedeki eğitim liderleri mutluluk ve eğitimin, yakından bağlantılı olduğunu savunmaktadırlar. Mutluluğun eğitimin bir amacı olduğunu ve iyi bir eğitimin; kişisel ve kolektif mutluluğa önemli ölçüde katkı sağlayacağını ifade etmektedir (Noddings, 2003). Bu

perspektiften bakıldığında, etkili bir eğitimin öğretmenler açısından öznel iyi oluşlarını artırıcı etkide olacağı anlaşılmaktadır. Çünkü öğretmenlerin okuldaki öznel iyi oluşlarını etkileyecek ölçümler ve katkılar, eğitimde kalitenin önemli bir göstergesi olarak hizmet edebilmektedir (Liu vd., 2015). Öznel iyi oluşun okuldaki yapılanması üzerine Liu vd. (2015) çalışmasında okul doyumu, okulda negatif-pozitif duygular olmak üzere üç faktörden oluşan okulda öznel iyi oluş ölçeğini geliştirmiştir. Bu açıdan oluşturulan başka bir ölçek de öğretmenlerin öznel iyi oluşunu ortaya koymakta olan Renshaw vd.'nin (2015) ölçeğidir. Renshaw vd.'ye (2015) göre öğretmenlerin; okuldakiler tarafından desteklendiğini bilmek, hissetmek ve olumlu ilişkiler kurmak açısından “okul bağlılığı”, kendi öğretmenliğini etkili değerlendirmesi açısından “öğretim yeterliği” boyutlarından ölçeğini geliştirmiştir. Bu noktada Renshaw vd. (2015) öğretmen öznel iyi oluşuna yeni, kısa ve çok çeşitli boyutlarda yaklaşarak, öğretmen özelinde öznel iyi oluşa doğru olumlu yönelimi açığa çıkarmıştır. Ayrıca yapılan çalışmalarda öznel iyi oluşun kararlar üzerinde başarılı olduğunu belirtilerek, araştırmacı tarafından oluşturulan ölçekte tüm bu karar verici maddeler yerini almıştır. Bunun yanı sıra Zheng vd. (2004) öznel iyi oluş üzerinde ortaklaşa uyumun etkili olduğunu açıklamakta, bilişsel ve sosyal uyumun katkı sağladığını ifade etmektedir. Öznel iyi oluşta duygulanım alt boyutu ile olumlu ve olumsuz duyguların tayini, okul ilişkisi alt boyutu ile mesleki tatminin bilişsel yapısı tayin edilmektedir (Duckworth vd., 2005). Daha önce belirtildiği gibi, okul alanlı öznel iyi oluşun etki alanına dayalı ölçümlerini geliştirmek için bazı araştırmalara devam edilmiştir. Bu kapsamda Tian (2008) ve Longo vd. (2018) okulda öznel iyi oluşu ölçmek için üç farklı boyut içeren bir ölçme aracını vurgular. Böylece çalışmalar, öğrencilerin okul yaşantılarıyla ilgili memnuniyetlerini, olumlu ve olumsuz duygularını yansıtan farklı boyutları dikkate alarak öznel iyi oluşu değerlendirmeye odaklanır. Okul memnuniyeti, bir öğretmenin akademik öğretme ve öğretmen-öğrenci ilişkilerini temel alan, belirli okul hayatı ilgili iç standartlarını kullanarak okul yaşamının öznel özet değerlendirmesini ifade ederek okuldaki duyguların sıklığını göstermektedir. Bundan dolayı tüm bu ilgili alanyazına ilişkin olarak araştırmacı tarafından oluşturulan ölçekte öğretmenlerin öğrenci ve meslektaşlarıyla arasındaki ilişki yapısını anlamak için okul ilişkisi boyutunun gerektiğini, genel duygulanımlarını, öğretmen mesleğinin geleceğine bakışını ve mesleğe ilişkin tutumunu ortaya koyacak mesleki doyum boyutunun gerekli olduğu savunulmaktadır.

Alanyazında öğretmenler üzerinde yapılan araştırmalarda çoğunlukla stres ve tükenmişlik (Akın & Oğuz, 2010; Balaban, 2000; Başol & Altay, 2009; Chang vd., 2015; Fleming vd., 2013; Yılmaz vd., 2014), yalnızlık (Yılmaz & Aslan, 2016) gibi öznel iyi oluşa ilişkin olumsuz yönlere dikkat çekilmiştir. Bununla birlikte, araştırmacılar öğretmen stresine odaklanan çalışmaların yerini, öğretmenlerin öznel iyi oluş hallerini inceleyen çalışmaların alması gerektiğini savunmaktadırlar (Hattie vd., 2004). Çünkü öğretmenler, kariyerleri boyunca işlerindeki veya yaşamlarındaki değişiklikler nedeniyle ‘inişler ve çıkışlar’ yaşarlar (Day & Gu, 2010). Öğretmen olmak, kariyerlerinin hem başlangıcında hem de sonraki aşamalarında zorlu ve stresli olabilir (Skaalvik & Skaalvik, 2011; Veldman vd., 2013). Bazı öğretmenler pozitif, kararlı ve motive olmayı başarırken, diğerleri zorlu eğitim şartlarında öznel iyi oluşlarında düşüşler yaşayabilirler (Hargreaves, 2005; Huberman, 1995). İşte bu noktada dünyanın birçok ülkesinde, öğretmenlerin öznel iyi oluşundaki düşüş önemli bir sorun olarak görülmekte ve doğrudan ya da dolaylı bir şekilde toplumu, öğrencileri etkilemekte, okullar için yüksek finansal maliyetlere ve öğretmenlerin profesyonellikten uzaklaşmasına neden olmaktadır (Grissmer vd., 2000; Ingersoll, 2012). Eğitimciler ancak doğru yaklaşım, doğru bilgi tabanı ve benimsenen tutumla mutluluğa erişebilirler (Mechelke, 2021). Çünkü eğitimcilerin geleneksel çalışma saatiyle sınırlı olmadığını dile getiren Baruch ve Hall (2004), çalışmanın sadece iş yerini kapsamadığını vurgular ve öğretmenlerin yalnızca okulda değil, okul dışında da işlerine devamını sağladığını ifade eder. Basitçe söylemek gerekirse, çalışma dünyası sadece mikro düzeyde değil, aynı zamanda küresel olarak sonuçları olan makro düzeyde etki yaratır (Buchner, 2007). Ülkenin kamu çalışanlarının 1140000’e (MEB, 2023) yakınının öğretmen olduğu düşünüldüğünde makro düzeyde etkili bir öznel iyi oluş ölçeği ortaya koymak önemli

görülmektedir. Üstelik öğretmenlik mesleğinin daha derinlemesine anlaşılması, okul çevresinde işe bağlılığın artması ve işten ayrılma oranlarının düşmesi için gerekli uygulamaların oluşturulması, ayrıca öğretmenlerin memnuniyetini artıran unsurlar açısından öğretmenlerin öznel iyi oluş düzeylerinin belirlenmesi kritik öneme sahiptir (van Veen vd., 2005).

Öznel iyi oluşla ilgili ulusal alanyazında iki farklı ölçek geliştirilmiştir. Üniversite öğrencileri için geliştirilen “Öznel İyi Oluş Ölçeği” (Tuzgöl-Dost, 2005) ve ergenler için geliştirilen “Ergen Öznel İyi Oluş Ölçeği”dir (Eryılmaz, 2009). Öznel iyi oluş üzerine yapılan çalışmalarda genellikle öğrenciler üzerine yoğunlaşmaktadır (Eryılmaz, 2010; Dilmaç & Bozgeyikli, 2009; Tuzgöl-Dost, 2010; Türkdoğan & Duru, 2012). Literatürde, ulusal bağlamda öğretmenlerin öznel iyi oluş düzeylerinin belirlenmesine yönelik ölçek geliştirmeye ilişkin araştırmaların kısıtlı olması nedeniyle, alanyazına katkı sağlamak ve öznel iyi oluşu farklı bir perspektiften ele almak hedefiyle Öğretmen Öznel İyi Oluş ölçeğinin geliştirilmesine karar verilmiştir. Kimi yazarların küresel yönleriyle değerlendirdiği (Diener, 1984) öznel iyi oluş ölçeğinin, araştırmacı tarafından alt boyut ile ele alınması planlandı. Bir başka deyişle öğretmenlerin, yapısı gereğince çevreden ve sosyal yapılanmaların çoğundan etki altında kalacak şekilde açık alanları mevcuttur. Sosyal yapılanmanın içinde yer alan birçok öğretmenin, mesleğin stresli zorlukları ve talepleri nedeniyle öğretmenlik mesleğindeki tutumları azalmaktadır (Mechelke, 2021; Longo vd., 2018). Olumsuz bakış açısı içerisinde bulunan öğretmenlerin iyi oluş yönelimlerini elde etmesi açısından yoksun olması sorgulanmaktadır. Bu noktada öznel iyi oluşlarını artırabilecek ve geliştirebilecek eğitimlere ihtiyacı bulunduğu anlayışı doğmaktadır. Bu çalışmada öğretmenlere yeni öznel iyi oluş sorusu geliştirilmesi, doğrulanması ve öznel iyi oluşun öğretmenler üzerinde etkisi araştırılmaktadır. Nitekim bu doğrultuda öğretmenlerin öznel iyi oluşlarını belirlemeye yönelik geçerli ve güvenilir etkili bir ölçme aracı geliştirilmesi amaçlanmaktadır.

YÖNTEM

2.1. Araştırmanın Çalışma Grubu

Araştırmanın çalışma grubu 2023-2024 eğitim-öğretim yılında Türkiye’deki kamu okullarında görev yapan öğretmenlerden oluşmaktadır. Okullar, bilgi üretip paylaşan kurumlardır. Bu bilgi paylaşımı çoğunlukla öğretmen-öğretmen, öğretmen-öğrenci ve öğretmen-yönetici arasında olmaktadır. Bu nedenle okullarda görev yapan öğretmenlerin mutluluğunun ortaya konulması, bu konuda bilgi alınabilecek kişiler olması ve eğitimde büyük katkısı olan öğretmenlerin öznel iyi oluşları konusunda çalışma grubunu oluşturması önemli görülmektedir. Bu nedenlerden dolayı çalışma grubu öğretmenlerden oluşmaktadır. Araştırmanın örnekleme basit tesadüfi yöntem kullanılarak belirlenmiştir. Bu doğrultuda öğretmenlerin örnekleme yer alma durumları şansa bırakılmış ve rasgele seçilen öğretmenlere ölçek uygulanmıştır (Balcı, 2007). Ölçeklere uygulanacak faktör analizi için örnekleme büyüklüğü madde sayısının dört ya da beş katı olması uygun görülmektedir (Child, 2006; Floyd & Widaman, 1995; Tabachnick & Fidell, 2013; Tavşancıl, 2014). Buna ilişkin ortak kural, madde başına en az 10-15 katılımcıya sahip olması hedeflenmektedir. Tabachnick ve Fidell (2013), faktör analizi için en az 300 katılımcıdan oluşan bir örnekleme sahip olunmasını, Comrey ve Lee (1992) ise 100’ün zayıf, 300’ün iyi ve 1000’in ise mükemmel bir örnekleme olduğunu ifade etmektedir. Ancak Mayers (2013), 200 katılımcının örnekleme büyüklüğü için iyi olduğunu belirtmiştir. Çalışmalarda, grupların her birinde yeterli katılımcının olması istatistiksel olarak anlamlı farklılıkları tespit etmek açısından önemlidir (Field, 2009; Kline, 2005; Pallant, 2016; Tabachnick & Fidell, 2013). Bu kapsamda çalışma tam ve eksiksiz elde edilen toplam 807 öğretmen ile yürütülmüştür. 807 öğretmenden elde edilen 343 veri Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA), 250 veri Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) ve 214 veri ise Ölçüt Bağımlı Geçerlik analizleri için kullanılmıştır. Nitekim alanyazında her bir analizin farklı çalışma

gruplarına uygulanmasıyla daha doğru sonuçlar elde edilebileceği belirtilmektedir (Hinkin, 1995; Schumacker & Lomax, 2010). Her bir analiz için kullanılan örneklem büyüklüğünün madde sayısının yaklaşık 10 katı olduğu görülmüştür. Bu doğrultuda örneklem büyüklüğünün analizler için uygun olduğu tespit edilmiştir.

Katılımcıları örnekleme alırken Milli Eğitim Bakanlığına (MEB) bağlı okulöncesi, ilk, orta ve lisede görev yapıyor olması ve gönüllü katılımı kabul etmesi kriterlerine dikkat edilmiştir. Araştırmada yer alan öğretmenlere ilişkin demografik bilgiler Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1

Çalışma Grubuna İlişkin Demografik Bilgiler

	Değişkenler	Birinci Çalışma Grubu		İkinci Çalışma Grubu		Üçüncü Çalışma Grubu	
		Frekans <i>f</i> (343)	Yüzde %(100)	Frekans <i>f</i> (250)	Yüzde %(100)	Frekans <i>f</i> (214)	Yüzde %(100)
Cinsiyet	Kadın	212	61.8	159	63.6	137	64.0
	Erkek	131	38.2	91	36.4	77	36.0
Medeni durum	Evli	230	67.1	169	67.6	147	68.7
	Bekar	113	32.9	81	32.4	67	31.3
Mesleki kıdem	1-4 yıl	59	17.2	48	19.2	30	14.0
	5-8 yıl	69	20.2	44	17.6	39	18.2
	9-12 yıl	67	19.5	46	18.4	45	21.0
	13-16 yıl	45	13.1	33	13.2	33	15.4
	17-20 yıl	42	12.2	29	11.6	28	13.2
	21 yıl ve üzeri	61	17.8	50	20.0	39	18.2
Eğitim durumu	Lisans	272	79.3	196	78.4	170	79.4
	Yüksek lisans	63	18.4	48	19.2	39	18.2
	Doktora	8	2.3	6	2.4	5	2.4
Öğretmenlik kariyer basamağı	Öğretmen	170	49.6	124	49.6	104	48.6
	Uzman	157	45.8	116	46.4	102	47.7
	Öğretmen Başöğretmen	16	4.6	10	4.0	8	3.7
Okul türü	Okulöncesi	35	10.2	28	11.2	15	7.0
	İlkokul	105	30.6	84	33.6	62	29.0
	Ortaokul	127	37.0	83	33.2	88	41.1
	Lise	76	22.2	55	22.0	49	22.9
Bulunduğu okulda görev yapma süresi	0-3 yıl	144	42.1	109	43.6	78	36.4
	4-6 yıl	113	32.9	72	28.8	77	36.0
	7-9 yıl	45	13.1	34	13.6	31	14.5
	10-12 yıl	20	5.8	17	6.8	15	7.0
	13 yıl ve üzeri	21	6.1	18	7.2	13	6.1

Ölçek geliştirme çalışması üç farklı çalışma grubuyla yürütülmüştür. Tablo 1’de görüldüğü üzere birinci çalışma grubunu oluşturan 343 öğretmenden toplanan veriler AFA’da kullanılmıştır. Bu gruptaki katılımcıların %61.8’i (n=212) kadın, %38.2’si ise (n=131) erkektir. Öğretmenlerin %67.1’i (n=230) evli, %32.9’u (n=113) bekarıdır. Öğretmenlerden %17.2’si (n=59) 1-4 yıl, %20.2’si (n=69) 5-8 yıl, %19.5’i (n=67) 9-12 yıl, %13.1’i (n=45) 13-16 yıl, %12.2’si (n=42) 17-20 yıl, %17.8’i (n=61) 21 yıl ve üstü mesleki kıdeme sahiptir. Öğretmenlerin %79.3’ü (n=272) lisans, %18.4’ü (n=63) yüksek lisans, %2.3’ü (n=8) doktora eğitim mezunudur. Öğretmenlerin %49.6’sı (n=170) öğretmen, %45.8’i (n=157) uzman öğretmen, %4.6’sı (n=16) başöğretmen kariyer basamağındadır. Öğretmenlerin %10.2’si (n=35) okulöncesinde, %30.6’sı (n=105) ilkokullarda, %37.0’ı (n=127) ortaokullarda ve %22.2’si

(n=76) liselerde görevlidir. Öğretmenlerin %42.1'i (n=144) 0-3 yıl, %32.9'u (n=113) 4-6 yıl, %13.1'i (n=45) 7-9 yıl, %5.8'i (n=20) 10-12 yıl, %6.1'i (n=21) 13 yıl ve üzeri bulunduğu okulda görevlerine devam etmektedir

İkinci çalışma grubunu oluşturan 250 öğretmenden elde edilen veriler DFA için kullanılmıştır. Bu gruptaki katılımcıların %63.6'sı (n=159) kadın, %36.4'ü ise (n=91) erkektir. Öğretmenlerin %67.6'sı (n=169) evli, %32.4'ü (n=81) bekaardır. Öğretmenlerden %19.2'si (n=48) 1-4 yıl, %17.6'sı (n=44) 5-8 yıl, %18.4'ü (n=46) 9-12 yıl, %13.2'si (n=33) 13-16 yıl, %11.6'sı (n=29) 17-20 yıl, %20.0'ı (n=50) 21 yıl ve üstü mesleki kıdeme sahiptir. Öğretmenlerin %78.4'ü (n=196) lisans, %19.2'si (n=48) yüksek lisans, %2.4'ü (n=6) doktora eğitim mezunudur. Öğretmenlerin %49.6'sı (n=124) öğretmen, %46.4'ü (n=116) uzman öğretmen, %4.0'ı (n=10) başöğretmen kariyer basamağındadır. Öğretmenlerin %11.2'si (n=28) okulöncesinde, %33.6'sı (n=84) ilkokullarda, %33.2'si (n=83) ortaokullarda ve %22.0'ı (n=55) liselerde görevlidir. Öğretmenlerin %43.6'sı (n=109) 0-3 yıl, %28.8'i (n=72) 4-6 yıl, %13.6'sı (n=34) 7-9 yıl, %6.8'i (n=17) 10-12 yıl, %7.2'si (n=18) 13 yıl ve üzeri bulunduğu okulda görevlerine devam etmektedir

Üçüncü çalışma grubunu oluşturan 214 öğretmenden elde edilen veriler ölçüt bağıntılı geçerlik analizi için kullanılmıştır. Bu gruptaki katılımcıların %64.0'ı (n=137) kadın, %36.0'ı ise (n=77) erkektir. Öğretmenlerin %68.7'si (n=147) evli, %31.3'ü (n=67) bekaardır. Öğretmenlerden %14.0'ı (n=30) 1-4 yıl, %18.2'si (n=39) 5-8 yıl, %21.0'ı (n=45) 9-12 yıl, %15.4'ü (n=33) 13-16 yıl, %13.1'i (n=28) 17-20 yıl, %18.2'si (n=39) 21 yıl ve üstü mesleki kıdeme sahiptir. Öğretmenlerin %79.4'ü (n=170) lisans, %18.2'si (n=39) yüksek lisans, %2.4'ü (n=5) doktora eğitim mezunudur. Öğretmenlerin %48.6'sı (n=104) öğretmen, %47.7'si (n=102) uzman öğretmen, % 3.7'si (n=8) başöğretmen kariyer basamağındadır. Öğretmenlerin %7.0'ı (n=15) okulöncesinde, %29.0'ı (n=62) ilkokullarda, %41.1'i (n=88) ortaokullarda ve %22.9'u (n=49) liselerde görevlidir. Öğretmenlerin %36.4'ü (n=78) 0-3 yıl, %36.0'ı (n=77) 4-6 yıl, %14.5'i (n=31) 7-9 yıl, %7.0'ı (n=15) 10-12 yıl, %6.1'i (n=13) 13 yıl ve üzeri bulunduğu okulda görevlerine devam etmektedir.

2.2. Ölçek Geliştirme Süreci

Araştırmacının oluşturduğu Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeğinin geliştirilmesi sürecinde izlenen yol şu şekildedir. Ölçeğin hazırlanması esnasında öncelikle öznel iyi oluş ile ilgili literatür taranmış ve öğretmen öznel iyi oluş ile ilgili çalışmalar derinlemesine incelenmiştir. Yapılan incelemelerde öznel iyi oluş yapısını ölçmek amacıyla oluşturulan ve kullanılan ölçekler incelenmiştir (Argyle vd., 1989; Diener vd., 1985; Dilmaç & Bozgeyikli, 2009; Eryılmaz, 2010; Hills & Argyle, 2002; Longo vd., 2018; Lyubomirsky & Lepper, 1999; Renshaw vd., 2015; Tuzgöl-Dost, 2010; Türkdoğan & Duru, 2012; Watson vd., 1988). Ölçeklerde daha çok pozitif ve negatif duygulanım kanalının öznel iyi oluşu beslediği, mutluluk olarak da literatürde yer aldığı, yaşam doyumu ile öznel iyi oluşun bilişsel bileşeni hakkında bilgi verildiği görülmektedir. Bu durum bireyin farklı yaşam alanlarındaki memnuniyetine dair elde ettiği tatmin düzeyine ilişkin değerlendirmelerini göstermektedir (Myers & Deiner, 1995). Bununla birlikte geliştirilecek ölçek için alanyazın incelemesinin yanı sıra araştırmacının öğretmen rolü de göz önünde bulundurulmaktadır. Araştırmacı öğretmenlerle içgörü sağlayarak, günlük iş deneyimleri hakkında hem meslektaşlarıyla hem de öğrencilerle görüşmekte ve deneyimlerini paylaşmaktadır. Bu sebeple de ölçeği oluşturacak her aşama için aktif rol sağlamaktadır. Alanyazında öğretmen öznel iyi oluş ölçeğini geliştiren Renshaw vd.'nin (2015) ölçekte; öğretmenlerin iş deneyimlerini, mesleki tatmin düzeyini, öğrenci ilişkilerini, meslektaş desteğini, öğretim ve mesleki bakımından duygusal denge durumlarını belirlemeyi ele almıştır. Bu durum okul bağlılığı ve öğretim yeterliği boyutlarını ön plana çıkarmaktadır. Nitekim öğretmenler üzerinde yapılan çalışmalar incelendiğinde okul paydaşlarıyla iletişim, mesleki bakış açısı, bilişsel ve duyuşsal süreçlerin ön plana çıktığı görülmektedir. Bu kapsamda öğretmen öznel iyi oluşu ölçmek amacıyla geliştirilen ölçekte; mutluluk ve bağlılığın bir ilişki

içerisinde bulunduğu, öğretmenin okuldaki öğretmen, öğrenci ve yöneticilerle bilgi paylaşımını oluşturduğu, mesleğe bakış açısının ise öznel iyi oluşa etki ettiği düşünülmüştür. Bu etkileşim ve iletişim altında, üstelik literatür taraması neticesinde bu ifadelerle ilişkin 28 maddelik madde havuzu oluşturulmuştur. Bu durumda ölçek maddelerinin okul bağlılığı ve mesleki doyum alt boyutları altında yer alınması öngörülmüştür. Ardından sonraki aşamada öncelikle uzman değerlendirmesi yapılarak kapsam geçerliği analizlerinin ortaya konulması hedeflenmiştir. Uzman görüşüyle ölçülmek istenen davranışların evreni kapsayıp kapsamadığının ve her boyuttaki maddelerin boyut kapsamında olup olmadığının değerlendirilmesi amaçlanmaktadır. Çünkü ölçek maddelerinin amaçlanan davranışları ne derecede ölçtüğünün yansıtılması önemlidir (Büyüköztürk vd., 2014; Hinkin, 1995; Rubio vd., 2003). Bununla birlikte geliştirilen ölçme aracının kapsam geçerliğinin belirlenmesi amacıyla on Eğitim Yönetimi alan uzmanı araştırmaya dahil edilmiştir. Bu doğrultuda, ölçek maddelerini içeren bir form hazırlanmıştır. Uzmanlar, ölçek maddelerine dair görüşlerini “Uygun değil”, “Kısmen uygun” ve “Uygun” seçeneklerini işaretleyerek ifade etmişlerdir. Ayrıca uzmanlardan, uygun bulmadıkları veya kısmen uygun gördükleri maddeler hakkında değerlendirmede bulunmaları istenmiştir. Uzmanlardan gelen görüş ve öneriler doğrultusunda, ölçek geliştirme sürecinde oluşturulan maddelerin kapsam geçerliğinin sağlanabilmesi için Lawshe yöntemi uygulanmıştır.

28 maddelik madde havuzunun uzman değerlendirmeleri sonucunda 18 maddelik ölçme aracının, ölçek geliştirme çalışmalarında mevcut gizil yapıyı ortaya çıkarmak üzere Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) (Brown, 2015), AFA sonucunda ortaya konulan yapının geçerliğini ortaya koymak için başka bir veri setiyle DFA yapılmaktadır (Schumacker & Lomax, 2010). Buna ek olarak oluşturulan ölçme aracının önceden geçerlik ve güvenilirliği sağlanmış ölçüt ile ilişkili durumunu ortaya koymak amacıyla ayrı bir çalışma grubuyla korelasyonuna bakılmaktadır. Ardından yapılacak güvenilirlik çalışmaları ile de ölçek güvenilirliği ortaya konulmaktadır. Ölçek 5’li Likert olarak hazırlanmış olup, ifadelerin Kesinlikle Katılmıyorum (1); Katılmıyorum (2); Kararsızım (3); Katılıyorum (4); Kesinlikle Katılıyorum (5) şeklinde cevaplandırılması istenmiştir.

2.3. Verilerin Toplanması

Verilerin toplanması sürecinde ilk olarak etik izinler alındıktan sonra taslak ölçeğin uygulanması 2023-2024 eğitim öğretim yılında yapılmıştır. Bu amaçla taslak ölçek her türden kullanıcı için erişebilirliği bulunan hızlı, güvenilir, maliyet tasarrufu sağlayan ve kullanım kolaylığı açısından avantajlı olan Google Forms üzerinden çevrimiçi hesaplar aracılığıyla dağıtılmış ve toplanmıştır.

2.4. Verilerin Analizi

Bu çalışmada veriler analiz edilirken geçerliği sağlamak için kapsam, yüzey ve yapı geçerlikleri incelenmiştir. Ölçekteki maddelerin ölçülmek istenen alanı ne derece yansıttığını belirlemek amacıyla Kapsam Geçerlik İndeksi (KGI) hesaplanmıştır. Ölçekteki ifadelerin yapıya uygunluğunu belirlemek için görünüş geçerliği olarak da bilinen yüzey geçerliği değerlendirilmiştir. Verilerin normal dağılımı aritmetik ortalama, mod, medyan, çarpıklık ve basıklık katsayıları ile histogram grafiği gibi çeşitli yöntemlerle analiz edilmiştir. Çok değişkenli normalliğin incelenmesi için Mardia’nın basıklık (Mardia’s Kurtosis) değerlerine bakılmıştır. Sonrasında, uç değerler z puanı kullanılarak kontrol edilmiştir. Ayrıca, çok değişkenli uç değerleri belirlemek amacıyla Mahalanobis uzaklıkları analiz edilmiştir. Ölçeğin yapı geçerliğini sınamak için ise AFA, DFA, ölçüt bağımlı geçerlik ve yakınsak/ıraksak geçerlik analizleri gerçekleştirilmiştir. AFA’da elde edilen verilerin çözümlenmesini SPSS (Sosyal Bilimler İçin İstatistik Paket Programı) ile yapılmıştır. Bu amaçla, verilerin faktör analizine uygun olup olmadığı Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) değeri ve Bartlett’in küresellik testi yardımıyla incelenmiştir. Ardından oluşan yapının doğruluğunun test edilmesi için Doğrulayıcı Faktör Analizi kullanılmıştır. DFA için Analysis of Moment Structures (AMOS) istatistik paket

programı kullanılmıştır. Geçerlik kapsamı dahilinde ölçüt bağımlı geçerliđi sađlamak için Pearson Korelasyon Çarpım deđerlerine bakılmıştır. Ayrıca ortalama varyans deđer (Average Variance Extracted-AVE) hesaplanarak, yakınsak ve ıraksak geçerlik analizleri yapılmıř ve bu deđer, güvenilirlik analizleri çerçevesinde hesaplanan bileřik güvenilirlik (CR) ve Cronbach Alfa deđer ile karřılařtırılmıştır. Faktör analizlerine ek olarak ölçekteki maddelerin verilen yanıtlar içindeki tutarlılıđının belirlenmesi için Cronbach Alfa güvenilirlik deđer, bileřik güvenilirlik, madde toplam korelasyon, test yarılama yöntemi, %27'lik alt-üst grup yöntemi, Ferguson delta katsayı deđerleri hesaplanmıřtır.

2.5. Arařtırmanın etik izni

Bu çalıřmada, “Yükseköđretim Kurumları Bilimsel Arařtırma ve Yayın Etiđi Yönergesi”nde belirtilen tüm kurallara uyulmuřtur. Yönergenin “Bilimsel Arařtırma ve Yayın Etiđine Aykırı Eylemler” bařlıklı ikinci bölümünde tanımlanan hiçbir eylem gerçekleştirilmemiřtir.

Etik kurul izin bilgileri

Etik deđerlendirmeyi yapan kurul adı: Hacettepe Üniversitesi Senatosu

Etik Komisyonunun Etik deđerlendirme kararının tarihi: 20.02.2024

Etik deđerlendirme belgesi sayı numarası: E-66777842-300-00003396043

BULGULAR

Bu bölüm, geliřtirilen ölçeđin geçerlik ve güvenilirlik çalıřmalarını içermektedir. Bu çerçevede; kapsam geçerliđi, yüzey geçerliđi, AFA, DFA, ölçüt bağımlı geçerlik, yakınsak/ıraksak geçerlik ve güvenilirlik analizlerinden elde edilen bulgular sunulmuřtur.

3.1. Ölçeđin Geçerliđi

3.1.1. Kapsam Geçerliđi

Ölçek geliřtirme sürecinde, ölçek maddelerinin hedeflenen davranıřları dođru şekilde yansıtmaları büyük önem tařır. Ayrıca, her boyuttaki maddelerin ilgili boyut içinde yer aldığını dođrulamak için uzman görüşlerine bařvurulması gereklidir (Büyüköztürk vd., 2014; Devellis, 2017). Bu amaçla kapsam geçerliđi çalıřması yapılmaktadır. Kapsam geçerlik çalıřması yapılırken kapsam geçerlik oranlarının hesaplamalarında en çok kullanılan yöntemlerden biri olan Lawshe (1975) tekniđi kullanılmaktadır. Bu teknikte öncelikle ölçek çalıřmasında ilgili alan uzman grubu oluřturulmalıdır. Bu ařamada çalıřmanın önemini bilen ve yeterli bilgiye sahip en az 5, en fazla 40 uzman seçilmelidir. Bu çalıřma için 10 eđitim yönetimi uzman görüşü deđerlendirmiřtir. Uzmanlardan birinin öznel iyi oluř ile ilgili çalıřmaları mevcuttur (Kahraman & Arastaman, 2022). Uzman görüşleri alınırken, ölçeđin kavramsal çerçevesine iliřkin bilgiler sunularak fikirleri toplanmıřtır. Uzmanlara, ölçek maddelerinin yer aldığını formda “Uygun deđil”, “Kısmen uygun” ve “Uygun” řeklinde sınıflandırılarak deđerlendirme imkânı sađlanmıřtır. Her bir madde için uzmanların görüşleri ve deđerlendirmeleri tek bir formda birleřtirilerek toplanmıřtır. Daha sonra, her madde için “uygun” cevabını veren uzmanların sayısı toplanarak, bu sayı toplam uzman sayısına oranlanmıř ve bir eksiđi alınarak Kapsam Geçerlik Oranları (KGO) hesaplanmıřtır. Bu hesaplamalar, elde edilen sonuçların kapsam geçerlik ölçütüyle (KGÖ) karřılařtırılmasını sađlamıřtır. KGÖ, her bir maddenin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığının testi için standart normal dađılım ilkelerine göre hesaplanmıřtır. Bu kapsamda Veneziano ve Hooper (1997) KGÖ'lerin minimum deđerlerini ortaya koymasına bađlamda $p=.05$ anlamlılık düzeyinde KGÖ'ler oluřturmuřtur. Bu teknikte on uzman için KGÖ .62 olarak belirlenmiřtir (Lawshe, 1975). Belirlenen ölçüt esas alındığında kapsam geçerlik oranı .62 altında olan onüç madde (m2, m3, m5, m9, m10, m11, m13, m15,

m16, m17, m23, m26, m27) uygun olmadığından taslak formdan çıkarılmıştır. Uzman görüşleri sonrasında bazı ölçek maddelerinin ifade edilme biçimleri değiştirilmiştir. Ayrıca “Okulumda kendimi güvende ve rahat hissedirim.”, “Okulumdaki etkinliklere ve projelere katılmaktan keyif alırım.”, “Öğrencilerimin başarıları benim için büyük bir mutluluk kaynağıdır.” olmak üzere 3 madde, Lawshe Tekniği sonrası kalan 15 ölçek madde ifadelerine eklenerek, 18 maddelik ölçme aracı uygulanmaya hazır hale getirilmiştir. Taslak ölçekte yer alan iki madde (m8, m18) ters puanlanan maddelerdendir. Sonrasında, ölçeğin kapsam geçerliği, kapsam geçerlik indeksleri (KGİ) hesaplanarak değerlendirilmiştir. Bu aşamada, her maddenin KGO değeri belirlendikten sonra, bu oranlar KGÖ değeri ile karşılaştırılarak “Uygun” olduğu kabul edilen maddeler üzerinden tüm KGO değerlerinin ortalaması alınarak KGİ değeri hesaplanmıştır. Ölçülmek istenen özelliğin KGİ değerinin (.85) KGÖ değerinden büyük olduğu için madde ve ölçeğin kapsam geçerliğinin kabul edilebilir düzeyde olduğu anlaşılmıştır. Faktörler belirlendikten sonra faktör isimlerinin oluşturulmasında literatüre benzer şekilde uzman görüşleri de dikkate alınmıştır. Bu kapsamda önerilen faktör isimleri okul bağlılığı, mesleğe bakış ve mesleki tutumlar kavramlarının kullanılabilmesi önerilmiştir. Kapsam geçerliğine ilişkin KGO, KGÖ ve KGİ değerlerine ilişkin bulguları Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2

Maddelere İlişkin Uzman Görüşleri, KGO, KGÖ ve KGİ Değerleri

Madde	Uygun Değil	Kısmen Uygun	Uygun	KGO	Madde	Uygun Değil	Kısmen Uygun	Uygun	KGO
Madde 1	1	-	9	.80	Madde 15	1	3	6	.20
Madde 2	1	1	8	.60	Madde 16	-	2	8	.60
Madde 3	-	2	8	.60	Madde 17	-	2	8	.60
Madde 4	-	-	10	1	Madde 18	-	1	9	.80
Madde 5	2	-	8	.60	Madde 19	-	-	10	1
Madde 6	-	1	9	.80	Madde 20	-	1	9	.80
Madde 7	-	-	10	1	Madde 21	-	1	9	.80
Madde 8	-	-	1	.80	Madde 22	-	1	9	.80
Madde 9	1	2	7	.40	Madde 23	-	2	8	.60
Madde 10	-	5	5	0	Madde 24	-	-	10	1
Madde 11	3	4	3	-.40	Madde 25	-	1	10	.80
Madde 12	-	1	9	.80	Madde 26	1	1	8	.60
Madde 13	-	3	7	.40	Madde 27	1	4	5	0
Madde 14	-	1	9	.80	Madde 28	-	1	9	.80
Uzman Sayısı									10
Kapsam Geçerlik Ölçütü (KGÖ)									.62
Kapsam Geçerlik İndeksi (KGİ)									.85

3.1.2. Yüzey Geçerliği

Yüzey geçerliği bir ölçeğin içeriğinin ve ifadelerinin dil bilgisi kurallarına uygunluğunu ve anlaşılabilirliğini değerlendiren bir süreçtir. Bu süreci gerçekleştirmek için genellikle pilot çalışmalar yapılmaktadır. Bu kapsamda öncelikle uzman görüşleri incelenir, değerlendirilir ve

değerlendirmeler sonucunda ölçekteki ifadelerin anlaşılır olması için gerekli düzenlemeler yapılır. Daha sonra, ölçeğin benzer özelliklere sahip 24 öğretmenle oluşan başka bir örneklem grubu üzerinde ön çalışma gerçekleştirilmektedir. Bu aşamada, ifadelerin anlaşılabilirliği, anlamlılığı, okunabilirliği, cümlelerin doğruluğu ve uzunluğu gibi faktörlerle değerlendirilmeler yapılmaktadır (Çam & Arabacı-Baysan, 2010). Ayrıca, ölçeğin uygulanacağı grup için uygunluğu da incelenmektedir. Böylece ifadelerde gerekli düzenlemeler yapılmakta ve ölçeğin uygulanabilirliği test edilmektedir. Bu ölçek, yüzey geçerliliği açısından başarılı bir şekilde değerlendirilmiş ve hazır hale getirilmiştir. Sonuç olarak, uygulanmaya hazır 18 maddelik ölçeğin taslak son hali Tablo 3'te yer verilmiştir.

Tablo 3

Ölçek Maddelerinin Yer Aldığı Taslak Form

Madde No	Madde	Kesinlikle Katılmıyorum	Katılmıyorum	Kararsızım	Katılıyorum	Kesinlikle Katılıyorum
1	Kendimi okuluma ait hissedirim. ¹	1	2	3	4	5
2	Okulumda saygı görürüm. ²	1	2	3	4	5
3	Okulmdan memnunum. ³	1	2	3	4	5
4	Okulumdaki çalışma arkadaşlarım beni sever.	1	2	3	4	5
5	Okulmda kendimi güvende ve rahat hissedirim.	1	2	3	4	5
6	Okulumdaki etkinliklere ve projelere katılmaktan keyif alırım.	1	2	3	4	5
7	Okulmda kendimi mutlu hissedirim.	1	2	3	4	5
8	Okulmda kendimi yalnız hissedirim.	5	4	3	2	1
9	Okulumdaki öğretmen, yönetici ve öğrencilere karşı sabırlıyım.	1	2	3	4	5
10	Okulumdaki çalışma arkadaşlarıma göre kendimi değerli hissedirim.	1	2	3	4	5
11	Mesleğimde başarılı olduğumu düşünüyorum.	1	2	3	4	5
12	Mesleğim, hayatıma anlam katar.	1	2	3	4	5
13	Öğrencilerimin gelişimine katkı sağladığıma inanıyorum.	1	2	3	4	5
14	Öğrencilerimin başarıları benim için büyük bir mutluluk kaynağıdır.	1	2	3	4	5
15	Öğretmenlik yapmaktan zevk alırım.	1	2	3	4	5
16	Mesleki hayatımda güzel anılarım çoktur. ⁴	1	2	3	4	5
17	Gelecekte mesleki hayatımın daha iyi olacağını düşünüyorum.	1	2	3	4	5
18	Gelecekte mesleğimin değersizleşeceğine dair kaygı duyuyorum.	5	4	3	2	1

3.1.3. Yapı Geçerliliği

Faktör analizi, bir ölçeğin iç yapısı üzerinde istatistiksel analizler yapılarak yapı geçerliliğini ölçme işlemidir (Mayers, 2013). Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeğinin yapı geçerliliği Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA) ve Doğrulayıcı Faktör Analizinden (DFA) yararlanılarak test edilmiştir. AFA'nın öncelikli amacı, maddeler arasındaki korelasyonları açıklamak için gereken en az sayıda yorumlanabilir faktörü ortaya çıkararak değerlendirmektir. Araştırmanın nihayetinde faktör sayısı ortaya çıkmaktadır (Brown, 2015; Tabachnick & Fidell, 2013). DFA ise ölçek geliştirme sürecinin açımlayıcı faktör analizinin sonraki aşamalarında kullanılan temel yapılandırma yöntemidir. Araştırmacı, doğrulayıcı faktör analiziyle, teori ve önceki araştırmadan elde edilen bulguların rehberliğinde, istenen faktör sayısını ve ölçülen değişkenlerin bu faktörlerle nasıl ilişkili olduğunu belirtir (Hayton vd., 2004; Huck, 2012; Kline, 2005).

3.1.3.1. Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA)

AFA için yapılacak çalışmada öncelikle 343 kişiden elde edilen ham verilerin normallik varsayımı kontrol edilmiştir. Veri analizinde, veri setinin hatasızlığını sağlamak amacıyla kayıp

ve uç değer analizi yapılmıştır. Herhangi bir kayıp değer tespit edilmediğinden dolayı yaklaşık değer atama işlemi gerçekleştirilmemiştir. Sonrasında betimsel istatistiksel verilerle değişkenlerin değerlerine bakılmıştır. Normal dağılım için mod, medyan ve aritmetik ortalamanın birbirlerine yakın veya eşit, çarpıklık ve basıklık katsayılarının ± 1 aralığı içinde 0'a yakın olması gerekliliği dikkate alınmıştır (Hair vd., 2010; Kline, 2005; Tabachnick & Fidell, 2013). Bu bağlamda ölçek maddelerinin puanlarının dağılımına ilişkin mod, medyan ve ortalama değerlerinin (Mod=71.00, Medyan=72.00, Ortalama=73.14) birbirine yakın olduğu, tekli normallik varsayımı olarak çarpıklık ve basıklık katsayılarının (-.22 ve -.13) aralığında bulunduğu tespit edilmiştir. Buna ek olarak histogram, Q-Q grafiği ve kutu-bıyık grafikleri üzerinden grafiksel incelemeler yapılarak normal dağılım desteklenmiştir. Ham maddelerin uç değerler açısından incelenmesi ise standartlaştırılmış z puanı ile değerlendirilmiştir. Örneklem genişliği ($n > 100$) olduğundan z puan $\mp 3,29$ referans aralığında alınmıştır (Field, 2009; Mayers, 2013). Bu kapsamda örneklem grubunda uç değere rastlanılmamıştır. Böylece verilerin tek değişkenli normalliği sağladığı görülmüştür. Sonrasında çok değişkenli normallik için Mardia'nın basıklık değerine bakılmıştır. Mardia'nın basıklık değeri, verilerin çok değişkenli normal dağılıma uygun olup olmadığını kontrol etmek için kullanılmaktadır (Mardia, 1970). Buradaki Mardia'nın (1970) basıklık değeri çok değişkenli basıklık değerinin normalleştirilmiş tahminini temsil eder, ancak açıkça bu şekilde etiketlenmemiştir. AMOS programında yer alan normallik dağılımı kapsamındaki C.R. değeridir (Arbuckle, 2007; Byrne, 2010). Çok değişkenli normalliğin ölçümünde "Mardia'nın basıklık değerinin 3'ün altında olması istenir (Garson, 2002). Örnekleme ilişkin Mardia değeri 59.50 olarak hesaplanmıştır. Mardia değerini sağlamak adına çok fazla örneklem verisi kaybetmek istenmediğinden dolayı çok değişkenli normallik sağlanamamıştır. Bundan dolayı analizler çok değişkenli normalliği sağlamayan ölçümlerle gerçekleştirilmiştir. Bu aşamadan sonra 343 katılımcı ile 18 maddelik ölçek formun nasıl faktörleştirdiğini belirlemek için AFA uygulanmıştır.

Literatürde çalışılan konuya dair ölçeğin faktör sayısının bilinmediği durumlarda AFA (Açımlayıcı Faktör Analizi) uygulanmaktadır. Çünkü bu analiz, birbirleriyle ilişkili birçok değişken arasından daha az sayıda anlamlı yeni faktörleri oluşturmayı hedefleyen istatistiksel bir tekniktir (Büyüköztürk, 2002; Field, 2009; Schumacker & Lomax, 2010). Bu sebeple, çalışmada ölçek maddelerinin hangi faktörlerin altında gruplandığını belirlemek amacıyla öncelikle AFA yapılmıştır (Brown, 2015; Field, 2009; Schumacker & Lomax, 2010; Şencan, 2005). AFA analizinden önce ölçeğin faktör analizine uygunluğunun belirlenmesi amacıyla öncelikle örneklem yeterliği ölçütü olarak bilinen "Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)", "Bartlett'in küresellik testi", "anti-image korelasyonu" ve "yeniden üretilen" korelasyon için çıktılar SPSS'ten elde edilerek matrislerin ayrıntılı olarak incelenmesi gerekmektedir (Burton & Mazerolle, 2011). Bireysel ve çoklu madde değişkenleri için hesaplanan ve bu değişkenler arasında kısmi korelasyonu temsil eden KMO istatistiği 0 ile 1 aralığında değer almaktadır. 0 değeri, korelasyon modelinde faktör analizinin uygunsuz olduğunu; 1'e yakın bir değer ise faktör analizinin güvenilir faktörler vereceğini gösterir (Field, 2009; Hair vd., 2010; Johnson & Wichern, 2002; Kaiser, 1970; Tabachnick & Fidell, 2013). Kaiser'e (1974) göre, çoklu doğrusalılıktan kaçındığımız için, KMO testinin en az .50 olması istenmektedir. Ayrıca, .50 ile .70 arasındaki değerler orta, .70 ile .80 arasındaki değerler iyi, .80 ile .90 arasındaki değerler büyük ve .90'ın üzerindeki değerler mükemmel olarak ifade edilmiştir (Field, 2009; Hutcheson & Sofroniou, 1999). İyi bir korelasyona sahip olduğumuzdan emin olmak için, Bartlett'in küresellik testi oldukça önemli bir ki-kare (χ^2) sonucu üretmektedir (Mayers, 2013). Başka bir deyişle Bartlett testi bize korelasyon matrisimizin bir özdeşlik matrisinden önemli ölçüde farklı olup olmadığını söyler. Bu nedenle, eğer Bartlett testi anlamlıysa değişkenler arasındaki korelasyonların (genel olarak) sıfırdan önemli ölçüde farklı olduğu anlamına gelir. Bu nedenle KMO test değeri .50'nin üstün ve Bartlett Test sonucu istatistiksel açıdan anlamlı olmalıdır (Büyüköztürk, 2018; Field, 2009; Jeong, 2004). Çalışma kapsamında KMO ve Bartlett Test bulguları Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4*KMO ve Barlett Testi İlişkin Veriler*

KMO Testi		.93
Barlett's Testi	Ki kare	3663.356
	df	78
	p	.000

Tablo 4'te hesaplanan KMO değeri .93 olarak bulunmuştur. Böylelikle KMO değeri .50'den büyük olduğu için mükemmel olarak yorumlanmaktadır. Ayrıca Bartlett Test sonucunun (Ki-Kare: 3663.356; df: 78; $p < .01$) anlamlı bir değer olarak tespit edilmesi, verilerin faktör analizine uygun olduğunu göstermektedir (Büyüköztürk, 2018; Field, 2009).

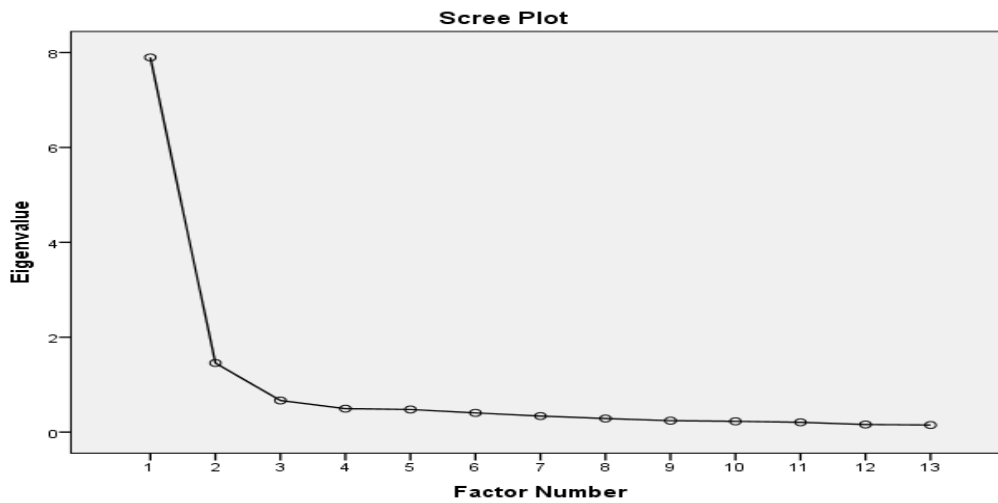
Bir faktör analizi yapmak için maddelerin oldukça iyi ilişkili, ancak mükemmel olmayan değişkenlere sahip olunması istenmektedir. Bu nedenle, ilişkilerin modelini kontrol etmek için korelasyon matrisine bakılmaktadır. Korelasyon matrisi, öğeler arasındaki korelasyonun büyüklüğünü sunar. Maddeler arasında en azından uygun korelasyon olmalıdır ($r = .30$) çünkü korelasyon olmadan hiçbir faktör bulunamaz. Aynı zamanda, korelasyon çok yüksek olmamalıdır ($r = .90$), aksi takdirde çoklu doğrusallık problemi olabilir (Field, 2009; Mayers, 2013; Stevens, 2002). Ölçek maddelerinin aşırı derecede ilişkili olması çoklu doğrusallık sorununu gösterir (Bowen & Guo, 2011; Field, 2009). Diğer bir ifadeyle, ölçek maddeleri arasında bu yüksek ilişki, veri setinde çoklu doğrusallık problemi bulunduğunu göstermektedir. Bu nedenle Tabachnick ve Fidell, (2013) ile Raykov ve Marcoulides, (2006) gibi kaynaklar bu durumda ölçek maddelerinin çıkarılmasını önermektedirler. Buna ek olarak bireysel değişkenler için KMO değerleri, anti-image korelasyon matrisinin köşegeni üzerinde üretilir. Bu değerler, anti-image korelasyon matrisi çıktısının son derece önemli bir parçası haline getirir. Genel KMO istatistiğini kontrol etmenin yanı sıra, anti-image korelasyon matrisinin köşegen öğelerini incelemek önemlidir: Bu değer, tüm değişkenler için minimum .50'nin üzerinde olmalıdır (Field, 2009; Spicer, 2005). Anti image kovaryans matrisindeki köşegen katsayıları .95 ile .97 aralığındadır. Çoklu doğrusallık üzerine başka bir kontrol ise "Yeniden üretilen" korelasyon matrisidir. Bu durum faktör çıkarılmasının ardından çok fazla korelasyon kaybetmediğimizi kontrol etmek için kullanılabilir; bu değere, %50'den az "gereksiz" kalıntıya sahip olduğumuzu doğrulamak için ihtiyacımız vardır. Kısacası, yeniden üretilen korelasyon kalıntılarının aşırı yüksekliği istenilen bir durum değildir. Araştırma verilerine ilişkin bu sonuç %15 olarak bildirilmiştir. Bu sonuç kriteri rahatça karşıladığımızı göstermektedir.

Çalışmaya ilişkin korelasyon değeri (.38-.80) arasında değişerek, çalışmanın uygun korelasyona sahip olduğu görülmektedir. Bu veriler için korelasyon matrisinin çoğunlukla .30'un üzerinde olduğu ve ayrıca hiçbir değer .90'nın üzerinde bulunmadığı görülmektedir. Ayrıca çoklu doğrusallık için, SPSS'nin ürettiği ana korelasyon tablosunun dibindeki korelasyon matrisinin Determinantına bakılarak yorum yapılmaktadır. Belirleyici rakamın .00001'i aşması gerekmektedir, bu durum çoklu doğrusallıkta sorun olmadığını ifade eder. Bu çalışma verileri için determinant değeri, gerekli 0.00001 değerinden daha büyük olan 1.89E-005'tir. Çoklu doğrusallığı tanımlamanın bir başka yolu, SPSS'te, varyans enflasyon faktörü (Variance Inflation Factor-VIF) ile üretilir. VIF, maddeler arasında doğrusal ilişkisi olup olmadığını gösterir. Bu değer VIF < 10 küçük olması istenmektedir (Bowerman & O'Connell, 1990; Çokluk vd., 2014; Hair vd., 2010). VIF ile ilgili olarak, karşılıklı (1/VIF) olan tolerans istatistiği bulunmaktadır. Bu nedenle, .10'un altındaki değerler çoklu doğrusallık sorunu olduğunu işaret etse de (Field, 2009), Menard (1995) .20'nin altındaki değerlerin sorun olacağını öne sürmektedir. Mevcut modelimiz için Tablo 5'te yer aldığı üzere VIF değerlerinin (2.22- 4.36) tümü 10'un çok altında ve tolerans istatistiklerinin (.22-.44) tümü .20'nin üzerindedir; bu nedenle, verilerimizin çoklu doğrusallık sorunu taşımadığı sonucuna varabiliriz.

Yapı geçerliği kapsamında faktör sayısını belirlemek amacıyla, verilerin çoklu normal dağılım göstermemesinden dolayı Temel Faktör Analiz (Principal Axis Factoring) yöntemi tercih edilmiştir (Costello & Osborne, 2005). Hangi yöntem kullanılırsa kullanılsın, sonuçta, sorulara verilen yanıtlar arasındaki korelasyon araştırılır; birbirine benzer şekilde cevaplananlar, “faktörler” gruplandırılmasına dayanmaktadır. Yöntemler arasında farklılık gösteren, bunun üstlenilme şeklidir. Bu çalışmada verilerin çoklu normal dağılım göstermemesinden dolayı kullanılan Temel Faktör Analizi yöntemi, değişkenliğin ne kadarının ortak faktörlerden kaynaklandığını tahmin ederek öğeler arasındaki paylaşılan varyansı inceler. Temel faktör analizi yöntemi, tek bir ölçekte yer alan maddelerin boyutlarını bulmak için, öğelerdeki ortak varyansı analiz eder ve değişkenliğin ortak faktörlerden ne ölçüde kaynaklandığını değerlendirir (Brown, 2015; Byrne, 2010; Mayers, 2013; Tabachnick & Fidell, 2013). Açımlayıcı faktör analizinde temel amaç ilk önce verilerin ortak temel boyutlarını bulmaktır. Ortaklık, çıkarılan faktörler tarafından açıklanan varyans oranının bir ölçüsüdür. Bu nedenle öncelikle yalnızca ortak varyanslara bakılmaktadır (Field, 2009). Bir analizde bir faktörün önemli olup olmadığına istatistiksel olarak karar vermek için kullanılan kriterler bulunmaktadır. Bu nedenle, yalnızca büyük öz değerlere sahip faktörleri korumamız gerekmektedir. Cattell (1966) tarafından ileri sürülen bu teknik, ilişkili olduğu faktör sayısına (X-ekseni) karşı gösterilen özdeğerin (Y-ekseni) bir grafiğini çizmektedir. Bu grafik bir Scree plot grafiği olarak bilinir (Mayers, 2013). Scree plot grafiği, her faktörün göreceli önemini belirginleştirir. Tipik olarak, oldukça yüksek özdeğerlere sahip birkaç faktör ve nispeten düşük öz değerlere sahip birçok faktör olacaktır. Bu nedenle bu grafik çok karakteristik bir şekle sahiptir. Eğride keskin bir iniş ve ardından bir bükülme noktası vardır (Şekil 1). Böylelikle çizginin “düzleşmeye” başladığı yer olarak değerlendirilen kısım iyi bir kesme noktasıdır (Park vd., 2002). Şekil 1’de başlangıçta, bu eğride çok dik bir iniş vardır, ardından çizginin bükülme noktası ikinci veri noktasında (faktör) meydana gelir; bu nedenle iki faktör çıkarırız. Böylece, yalnızca bükülme noktasının solundaki faktörleri tutarız. Çalışmamızda, bu, değişkenlerin bir veya iki faktöre indirgenebileceğini düşündürebilir. 300’den fazla katılımcıdan oluşan bir örneklemede, Scree Plot grafiği faktör seçimi için oldukça güvenilir bir kriter sağlar (Mayers, 2013). Bu çalışma için 343 katılımcı üzerinde güvenilir sonuç verdiği söylenebilir (Field, 2009). Buna ilişkin öğretmen öznel iyi oluş ölçeğinin öncelikli önem taşıyan faktör yapısının belirlenmesinde Scree Plot grafiği Şekil 1’de sunulmuştur.

Şekil 1

Ölçek Maddelerine İlişkin Scree Plot Grafiği



Şekil 1’de maddelerin öz değerlerinin birikimleriyle elde edilen grafik sunulmuştur (Pallant, 2016). Scree plot grafiği incelendiğinde ölçekte yer alan 13 maddenin iki faktör

etrafında toplandığı görülmektedir. İkinci faktörden sonra çizgi eğiminin azalmasıyla yatay bir görünüm elde edilmektedir.

Scree plot grafikleri çok kullanışlı olsa da, faktör seçimi yalnızca bu kritere dayanmamalıdır. Başka bir faktör seçimi olan Kaiser (1960) özdeğer faktör seçimidir. SPSS faktörleri değerlendirmek için bu kriteri kullanır. Bu kriter, özdeğerlerin bir faktörle açıklanan varyansın önemli miktarını temsil etmektedir. Kaiser'in kriteri, ancak örneklem büyüklüğü 250'yi aştığında ve ortalama topluluk .60'a eşit veya daha büyük olduğunda da doğru olmaktadır (Stevens, 2002). Bu, Kaiser'in yaptığı öz değerleri 1'den büyük tüm faktörlerin korunmasını tavsiye eden yöntemdir. En güçlü korelasyonlu olan maddeler faktörlere göre gruplandırılır. Faktörleri belirledikten sonra, "özdeğerler" ve "topluluklar" aracılığıyla değişkenlerin ortak varyansı keşfedilir. Özdeğerler faktör tarafından açıklanan varyans miktarını ölçer. Değer ne kadar yükseğe o kadar önemlidir. Yüksek bir özdeğer, öğeler ve faktör arasındaki varyansın çoğunu açıklar (Mayers, 2013). Ancak bu noktada ilk olarak faktör yüklerinin karşılaştırılabilirliği için değişkenlerin ortak varyans değerlerinin (communalities) dikkate alınması gerekir (Thompson, 2004). Bir maddenin ortak varyans değerinin 1'e yakın olması, bu maddenin ilişkide olduğu faktörü tamamiyle temsil ettiği anlamına gelir ve bu istenen bir durumdur (Huck, 2012; Thompson, 2004). Öte yandan, bir maddenin ortak varyans değerinin 0 (sıfır) olması, bu maddenin ölçekteki diğer maddelerle ortak varyansa sahip olmadığı anlamına gelmektedir (Field, 2009). Değişkenlere özgü varyans değerinin maddelerin analizde tutulabilmesi için genellikle .50'den büyük ortak varyansa katkılarının olması gerekir (Fabrigar vd., 1999; Karasar, 2014; Şencan, 2005; Yaşlıoğlu, 2017). Fakat analiz sonucunda ortak varyans değerleri .50 altında olan beş madde (m9, m8, m10, m18, m17) sırasıyla ölçekten çıkarılmıştır. Madde çıkarma işleminden sonra AFA tekrardan uygulanmıştır. Tekrarlanan AFA üzerine değişkenlerin ortak varyansı (.53-.80) arasında bulunmaktadır. Bu durum her bir maddenin ortak varyansa katkısının yüksek olduğunu ifade ettiği söylenebilir. Kalan 13 soruya uygulanan açımlayıcı faktör analizi sonucunda öz değerleri 1'den büyük iki farklı faktörün olduğu belirlenmiştir.

Faktörler çıkarıldıktan sonra, maddelerin bu faktörlere ne dereceye kadar yük olduğunu hesaplamak mümkündür. Bu nedenle faktörler arasında net ayrımı ortaya koymak için faktör rotasyonu adı verilen bir teknik kullanılır. Faktörlerin yorumlanabilirliği rotasyon yoluyla geliştirilmektedir. Döndürme, çıkarılan her bir madde faktörlerden birine yüklenerek bir faktör yükünü en üst düzeye çıkarırken, diğer tüm faktörler üzerindeki yüklemeyi en aza indirir. Bu işlem, çok daha net bir şekilde değişkenlerin hangi faktörlerle bağlantılı olduğunu gösterir. Rotasyon seçimi, özellikle faktörlerin birbirleriyle ilişkili olması gerektiğine göre belirlenmektedir. Faktörlerin bağımsız (ilgisiz) olduğunu düşünmek için kuramsal gerekçeler varsa, o zaman dik (ortogonal) rotasyonlardan biri seçilmelidir (Field, 2009). Bununla birlikte, kuramsal olarak faktörlerin ilişkili olabileceğini öne sürüyorsa, eğik (oblique) rotasyonlardan biri olan direct oblimin veya promax seçilmelidir. Direct oblimin seçilmesi durumunda, faktörlerin ilişkilendirilmesine izin verilen derece, delta adı verilen bir sabitin değeri ile belirlenir. Eğik rotasyon için, direct oblimin genellikle en mantıklı seçim olarak kabul edilmektedir (Mayers, 2013). SPSS'teki varsayılan değeri 0'dır. Bu durum faktörler arasında yüksek korelasyona izin verilmemesini sağlar. 0'ın varsayılan ayarı çoğu analiz için kabul edilendir (Field, 2009; Pedhazur & Schmelkin, 1991). Faktör analizi sonuçlarındaki faktörler arası korelasyon matrisi (component correlation matrix); faktörlerin birbirleriyle olan ilişki düzeyini gösterir ve açıklar. Faktörler arası korelasyon matrisine ilişkin bulgular Tablo 5'te yer almaktadır.

Tablo 5*Faktörler Arası Korelasyon Matrisi Bulguları*

Faktör	Okul bağlılığı	Mesleki doyum
Okul bağlılığı	1.00	.69
Mesleki doyum	.69	1.00

Tablo 5'te faktör korelasyon matrisindeki değerlerin .69 ve üzerinde olduğu görülmektedir. Bu nedenle faktörlerin ilişkili olması gerektiği düşünüldüğü için eğik döndürme yönteminden direct oblimin tercih edilmiştir. Faktör analizinde ölçekteki maddeler belirlenirken uygun rotasyon yöntemi kullanıldıktan sonra her bir madde faktör yüklerinin tek faktör altında toplanması istenmektedir (Çokluk vd., 2014). Bu bağlamda Stevens (2002), yalnızca mutlak değeri .40'tan büyük olan faktör yüklerinin yorumlanmasını önermektedir (bu durum, değişkendeki varyansın yaklaşık %16'sını açıklar) (Çokluk vd., 2014; Field, 2009). Bu doğrultuda faktör yük değeri .40'ın altında olan madde anlamsızdır (Mayers, 2013). Bu çalışmada .40'ın altında faktör yük değeri saptanmamıştır. Bu kapsamda analizlere ilişkin bulgular Tablo 6'da yer alan faktör yapısını ortaya çıkarmıştır.

Tablo 6*Açımlayıcı Faktör Analizi ile Ölçeğin Faktör Yapısına İlişkin Bulgular*

Madde	Ortak Varyans Değerleri	Tolerans	VIF	Faktör Yük Değerleri	
				Faktör 1	Faktör 2
m1	.67	.28	3.47	.88	
m2	.57	.37	2.65	.69	
m3	.78	.22	4.36	.94	
m4	.63	.34	2.87	.66	
m5	.75	.27	3.60	.82	
m6	.67	.29	3.41	.76	
m7	.80	.23	4.34	.89	
m11	.60	.40	2.47		.75
m12	.66	.36	2.74		.78
m13	.76	.29	3.37		.97
m14	.53	.44	2.22		.71
m15	.70	.28	3.55		.69
m16	.59	.37	2.64		.55
Özdeğerler (rotasyon sonrası)				6.90	6.20
Açıklanan varyans %				58.26	8.78
Birikimli varyans %				58.26	67.04

Tablo 6'da maddelere ilişkin değişkenlerin ortak varyans değerleri, açıklanan varyans oranları, rotasyon sonrası özdeğerleri, birikimli varyans değeri, tolerans ve VIF değerleri görülmektedir. Açımlayıcı faktör analizinde, özdeğeri 1'den büyük olan faktörlerin, varyansa daha çok katkı sağladığı belirtilmektedir (Hutcheson & Sofroniou, 1999). Özdeğeri 1'den büyük olan faktörler, önemli faktörler olarak değerlendirilmektedir (Field, 2009; Tabachnick & Fidell, 2013). Tablo 6'da yer alan özdeğer ve varyans açıklama oranları doğrultusunda özdeğeri 1'den büyük olan iki faktörün ortaya çıktığı gözlemlenmiştir. Bu aşamada, Scree Plot grafiğini destekler nitelikte iki faktör elde edilmektedir. Genel olarak bunlar varyansın %67.04'ünü açıklamaktadır. Ancak bu durum, faktörler döndürülmeden öncesidir, bu nedenle yüklemenin çoğu ilk faktörde %7.57, ikinci faktör için ise 1.14'tür. Bu olmasını istediğimiz yükleme değildir, çünkü çok fazla yükleme ilk faktördedir, bu yüzden rotasyona ihtiyaç duyulmaktadır. Direct oblimin rotasyonu sonrası birinci faktöre ilişkin özdeğer 6.90, açıklanan varyans miktarı %58.26, ikinci faktöre ilişkin özdeğer 6.20, açıklanan varyans miktarı %8.78 olarak ortaya

çıkıştır. Söz konusu iki faktöre dair açıklanan toplam varyans oranı %67.04'tür. Sosyal bilimlerde analizinde açıklanan toplam varyans oranının %40 ve üzeri olması önerilmektedir (Büyüköztürk, 2018; Scherer vd., 1988; Tavşancıl, 2014). Varyans oranlarının yüksek olması, ölçeğin faktör yapısının güçlü olduğuna işaret eder. Bu nedenle çalışmada %67.04'lik oranın yeterli olduğu söylenebilir. Ölçeğin toplam varyansın %67.04'ünü açıklaması, faktör yapısının sağlam ve güvenilir olduğunu ortaya koyar ve bu oran, ölçeğin geçerliğini destekler.

Direct oblimin rotasyonu ve 1.0 özdeğer kesme ile temel faktör analizini kullanarak, verilerin %67'sinden fazlasını açıklayan ölçeğin, iki faktörden ve 13 maddeden oluştuğu belirlenmiştir. Tablo 6'da bulunan maddelerin faktör yüklerine bakıldığında; ilk yedi madde (m1-m2-m3-m4-m6- m7) birinci faktör altında yoğunlaşmış ve .66 ile .94 arasında değerler almıştır. Diğer taraftan, sonraki altı madde (m11-m12-m13-m14-m15-m16) ikinci faktör altında toplanmış ve .55 ile .97 arasında değerler almıştır. Yapılan açımlayıcı faktör analizi sonucunda, bu boyutlar maddelerin içerikleri ve literatür araştırmaları göz önünde bulundurularak adlandırılmıştır (Şencan, 2005). Bu aşamada, her bir madde gözden geçirilerek faktörler isimlendirilmiştir. Bu bağlamda birinci faktör okul bağlılığı ile ilgili ifadeleri içerdiğinden dolayı "okul bağlılığı", ikinci faktör öğretmenlik mesleğinin geleceğiyle ilişki düşünceler, gelecek kaygısı, öğretmenlerin mesleğe yönelik tutumlarını ve duygularını ifade eden ifadeleri içerdiğinden "mesleki doyum" şeklinde ifade edilmiştir. Böylece okul bağlılığı 7 madde, mesleki doyum 6 madde ile açıklanmaktadır.

3.1.3.2. Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA)

Yapılan AFA sonucunda, iki faktörden oluşan yapının doğruluğunu sınamak için doğrulayıcı faktör analizi (DFA) gerçekleştirilmiştir (Brown, 2009; Byrne, 2010; Kline, 2005; Schumacker & Lomax, 2010). Öncelikle DFA için kullanılacak 250 kişiden elde edilen ham veriler normallik varsayımı açısından incelenmiştir. Kayıp, uç değer analizi yapılmış ve veri setinin hatasızlığına bakılmıştır. Herhangi bir kayıp değere rastlanılmadığından dolayı yaklaşık değer atama işlemi yapılmamıştır. Sonrasında betimsel istatistiksel verilerle değişkenlerin değerlerine bakılmıştır. Normal dağılım için mod, medyan ve aritmetik ortalamasının birbirlerine eşit ya da yakın olması, çarpıklık ve basıklık katsayılarının ± 1 aralığı içinde 0'a yakın olması şartları incelenmiştir (Tabachnick & Fidell, 2013). Ölçek maddelerinin puanlarının dağılımına yönelik mod, medyan ve ortalama değerlerinin (Mod=111, Medyan=94.00, Ortalama=96.00) birbirine yakın olduğu, tekli normallik varsayımı olarak çarpıklık ve basıklık katsayılarının (-.26 ve -.17) aralığında bulunduğu görülmüştür. Buna ek olarak histogram, Q-Q grafiği, kutu-bıyık grafikleri üzerinden incelemeler yapılarak desteklenmiştir. Ham maddelerin uç değerler açısından incelenmesi ise standartlaştırılmış z puanı ile değerlendirilmiştir. Örneklem genişliği ($n > 100$) olduğundan z puan $\mp 3,29$ referans aralığında alınmıştır (Mayers, 2013). Bu kapsamda örneklem grubunda uç değere rastlanılmamıştır. Böylece verilerin tek değişkenli normalliği sağladığı görülmüştür. Sonrasında çok değişkenli normallik için Mardia'nın basıklık değerine bakılmıştır. Mardia'nın basıklık değeri, verilerin çok değişkenli normal dağılıma uygun olup olmadığını kontrol etmek için kullanılmaktadır (Mardia, 1970). Mardia'nın basıklık (1970) değeri çok değişkenli basıklık değerinin normalleştirilmiş tahminini temsil eder, ancak açıkça bu şekilde etiketlenmemiştir. AMOS programında yer alan normallik dağılımı kapsamındaki C.R. değeridir (Arbuckle, 2007; Byrne, 2010). Örneklem ilişkin Mardia basıklık değeri 30.75 olarak hesaplanmıştır. Verilerin çok değişkenli normalliğin sağlandığı ölçümlerde Mardia'nın basıklık değerinin 3'ten düşük olması istenir (Garson, 2002). Mardia değerini sağlamak adına çok fazla örneklem verisi kaybetmek istenmediğinden dolayı analizleri çok değişkenli normallik sağlanamamıştır. Bundan dolayı analizleri çok değişkenli normalliği sağlamayan ölçümlerle gerçekleştirilmiştir. Bu aşamadan sonra 250 katılımcı ile 13 maddenin AFA sonucu ortaya çıkan modelin doğrulanması için DFA yapılmıştır.

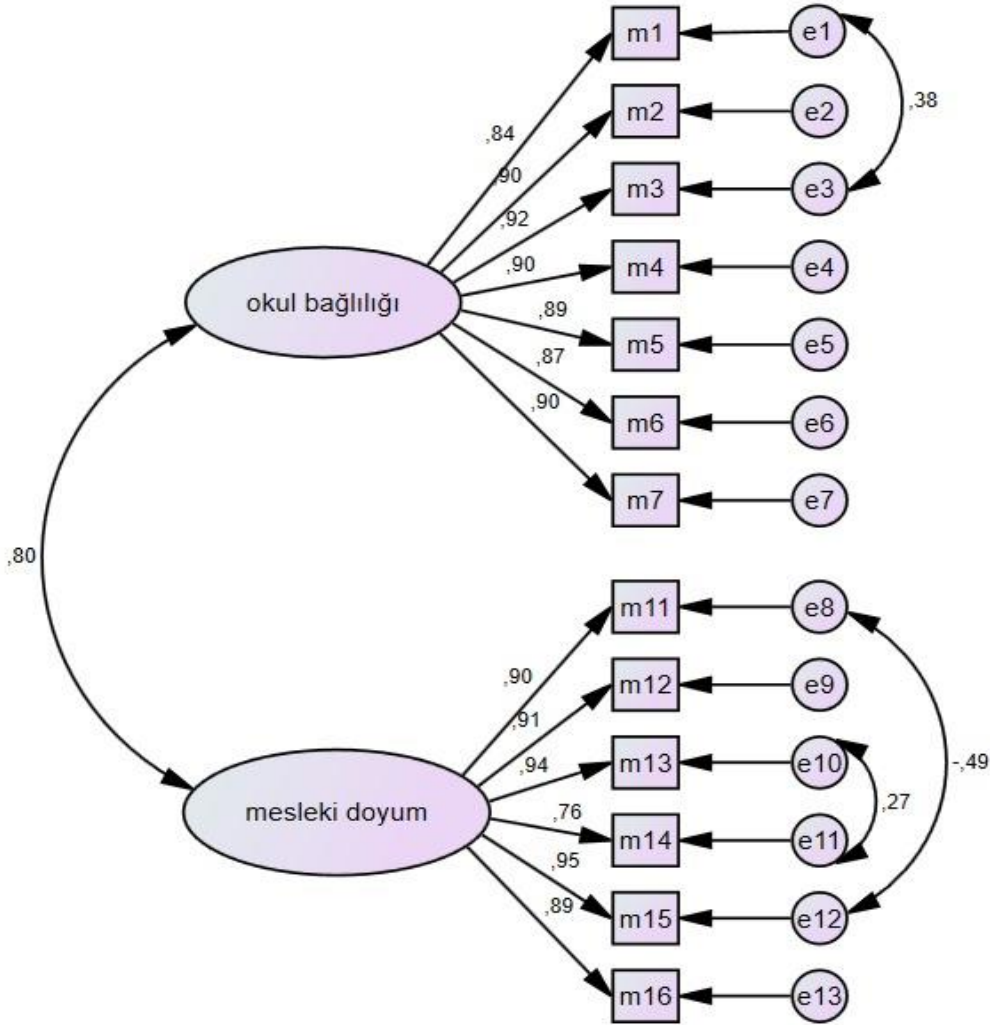
İkinci bir çalışma grubuyla gerçekleştirilen DFA, model kurulumuyla ilgili spesifik bilgi vermemesine rağmen, uyum iyiliği değerleri aracılığıyla araştırmacıya uygun modelin

oluşturulması noktasında yardımcı olmaktadır (Schumacker & Lomax, 2010). Bu şekilde, AFA ile oluşturulan modele değişiklikler yapılarak en uygun yapıya ulaşılabilmektedir. Bu kapsamda kurulan DFA modelinin parametre kestirimlerinin yapılmasında çeşitli yöntemler kullanılabilir. Bu yöntemlerden en sık kullanılanı maksimum likelihood (MLO) yöntemidir (Tabachnick & Fidell, 2013). DFA özelliğine sahip birçok yazılım, aksi belirtilmediği sürece, varsayılan olarak MLO kestirim yöntemini kullanmaktadır. Ancak MLO yönteminin kullanılabilmesi için verilerin çok değişkenli normallik varsayımını karşılaması gerekmektedir. Dolayısıyla örneklem verisi çok değişkenli normallik varsayımını karşılamadığı için farklı bir yöntem tercih edilmelidir. (Doğan & Aybek, 2021; Yılmaz & Çelik, 2009). Mardia'nın basıklık değerine ilişkin olarak verilerin çok değişkenli normalliği sağlamadığı için alternatif bir tahmin yöntemi kullanılmaktadır. Normal olmayan verilerin analizi için kullanılan tahmin yöntemi, analizleri AMOS'ta bulunan asimptotik dağılımsız (ADF) tahminine (Browne, 1984) dayanmaktadır. Bununla birlikte, örneklem sayısı son derece büyük olmadıkça (1.000 ila 5.000 vaka; West vd., 1995), ADF kestirim yönteminden elde edilen sonuçlara genel olarak güvenilemez. Ancak ADF kestirim yönteminin örneklem büyüklüklerinin en azından madde sayısının 10 katından fazla olması gerekmektedir (Byrne, 2010; Raykov & Marcoulides, 2012). Çalışmada yeterli örneklem büyüklüğü (250 katılımcı) sağlanmıştır. Çünkü yeterli örneklem büyüklüğünden daha az olan ADF yöntemi kullanılarak tahminlerden uygun değerlendirme elde edilememektedir (Byrne, 2010).

Kestirim yöntemi sonrasında maddelerin standardize edilmiş regresyon katsayıları incelenmiştir. Bu katsayılar, gözlenen değişkenlerin gizil değişkenleri tahmin etme gücünü ifade eder (Comrey & Lee, 1992). Hair vd. (2010) DFA'da elde edilen standardize regresyon katsayılarının .50 ve üzerinde olması gerektiğini belirtmiştir. Böylece, bu eşik değerlerin üzerinde olan sonuçlar, modelin test edilen ölçek için uygun olduğunu ve her bir maddenin ölçekle güçlü bir ilişkiye sahip olduğunu gösterir. Başka bir deyişle, bu yüksek değerler, modelin ölçeğe uyumlu olduğunu ve maddelerin ölçeği iyi temsil ettiğini ifade eder (Fornell & Larcker, 1981; Hair vd., 2010). DFA sonrasında ortaya konulan model Şekil 2'de sunulmuştur.

Şekil 2

Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeğine İlişkin Model Gösterimi



Şekil 2’de görüldüğü üzere DFA’ya ilişkin standardize faktör yük değerleri “okul bağlılığı” boyutunda .84-.92; “mesleki doyum” boyutunda .76-.95 arasındadır. Öğretmen öznel iyi oluş ölçeği için yapılan DFA sonucunda oldukça iyi uyum değerleri yakalanmış ve ölçekten çıkartılan madde olmamıştır. DFA’da model uyumunun değerlendirilmesi için bir dizi uyum indeksi incelenmeli ve raporlanmalıdır (Byrne, 2010; Schermelleh-Engel vd., 2003). Bu uyum indeksleri, tahmin edilen kovaryans matrisi ile gözlenen kovaryans matrisi arasındaki uyumu ölçer ve böylece modelin yapısının doğruluğu hakkında bilgi sağlar (Raykov & Marcoulides, 2006). Çalışmalarda en sık raporlanan uyum indeksleri arasında CMIN/df (Chi-Square Goodness Of Fit/df), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), RMR (Root Mean Square Residual), GFI (Goodness-of-Fit Index), AGFI (Adjustment Goodness Of Fit Index), NFI (Normed Fit Index), CFI (Comparative Fit Index), NNFI (Non-Normed Fit Index), IFI (Incremental Fit Index), (Incremental Fit Index), PNFI (Parsimony Goodness-of-Fit Index), PCFI (Parsimony Comparative Fit Index) ve PGFI (Parsimony Normed Fit Index) bulunmaktadır. Analiz sonucunda, uyum indekslerini iyileştirmek için modifikasyon indeksleri incelenmiş, m1-m3, m11-m15, m13-m14 maddeleri arasına hata kovaryansı eklenerek model yeniden test edilmiştir. Düzeltme indeksiyle yüksek olan iki değişken arasında kurulan

kovaryans modelin daha uygun hale gelmesi sağlanmaktadır (Jöreskog & Sörbom, 1993). Doğrulamaya faktör analizinde modelin uygunluğunu değerlendirmek için çeşitli uyum indeksleri incelenmiş ve modelde gerekli düzeltmeler yapılarak ölçme modelinin doğrulandığı görülmüştür. DFA modelinin uyum indekslerin yeterinde doğrulanması istenmesinden dolayı AFA ile elde edilen iki faktörlü 13 maddenin normal ve kabul edilebilir uyum iyiliği değerleri ile DFA ile elde edilen ölçek uyum iyiliği değerleri Tablo 7’de özetlenmiştir.

Tablo 7

Uyum İyiliği Değerleri

Uyum Ölçütleri	Normal Ölçüt	Kabul Edilebilir Ölçüt	Elde Edilen Uyum Ölçütleri	Uyum Durumu
CMIN//df (x2/df)	≤2 (Kline, 2005; Schermelleh-Engel vd., 2003)	≤3 (Schermelleh-Engel vd., 2003)	1.50	Mükemmel uyum
RMSEA	≤.05 (Kline, 2005)	≤.08 (Schumacker & Lomax, 2010)	.04	Mükemmel uyum
RMR	≤.05 (Schumacker & Lomax, 2010)	≤.08 (Brown, 2015; Hu & Bentler, 1999)	.05	Mükemmel uyum
GFI	≥.95 (Hooper vd., 2008; Hoyle, 2012)	≥.90 (Hooper vd., 2008; Schumacker & Lomax, 2010)	.93	İyi uyum
AGFI	≥.90 (Hooper vd., 2008; Schumacker & Lomax, 2010)	≥.85 (Schermelleh-Engel vd., 2003)	.90	İyi uyum
NFI	≥.95 (Schumacker & Lomax, 2010)	≥.90 (Schumacker & Lomax, 2010)	.87	Düşük uyum
CFI	≥.95 (Hair vd., 2010)	≥.90 (Hair vd., 2010)	.95	Mükemmel uyum
TLI (NNFI)	≥.95 (Schumacker & Lomax, 2010)	≥.90 (Hair vd., 2010)	.94	İyi uyum
IFI	≥.95 (Hoyle, 2012)	≥.90 (Hooper vd., 2008)	.95	Mükemmel uyum
PNFI	≥.50 (Hoyle, 2012)		.68	Mükemmel uyum
PCFI	≥.50 (Hoyle, 2012)		.74	Mükemmel uyum
PGFI	≥.50 (Hoyle, 2012)		.62	Mükemmel uyum

Tablo 7 incelendiğinde ölçeğe ilişkin uyum indeksleri CMIN/df değeri (1.50), RMSEA (.04), RMR (.05), CFI (.95), IFI (.95) tespit edilmiş olup mükemmel uyumu işaret etmektedir. Ölçeğin GFI değeri (.93), AGFI değeri (.90) ve TLI (NNFI) değeri (.94) aralığında yer alıp iyi uyum değerleri içerisinde bulunmaktadır. Ayrıca PNFI (.68), PCFI (.74) ve PGFI (.62) değerlerinde bulunması mükemmel uyuma işaret etmektedir. Bir başka uyum indeksi olan NFI değeri (.87) olarak hesaplanmıştır. Düşük uyuma işaret eden bu değer aralığı örneklem büyüklüğünden etkilenmesinden dolayıdır. Üstelik PNFI ölçüsü, NFI ölçüsünün bir modifikasyonudur (James vd., 1982). Bu durumda PNFI (.68) değerinin mükemmel uyum göstermesi NFI yerine kullanılacak uyum değeri olarak yerini almaktadır. Uyum modelleri, çoğu durumda olmasa da birçok farklı endekste tutarlı sonuçlar üretir (Hair vd., 2010; Schumacker & Lomax, 2010). CFI ve RMSEA en sık bildirilen uyum endeksleridir. Modelin güç hesaplamaları için RMSEA değerinden yararlanılır (Tabachnick & Fidell, 2013).

Tüm bu bulgular ışığında, öğretmen öznel iyi oluş ölçeği için birinci düzey DFA sonuçlarında iyi uyum değerleri elde edilmiştir. Bunun sonrasında, boyutların araştırılan kavramın bileşeni olup olmadığını belirlemek için ikinci düzey DFA yapılması planlanmıştır.

Ancak, ikinci düzey DFA ölçümü için ölçüm modelinde en az üç boyutun ve her bir faktörün en az iki gözlemlenen değişkene sahip olması gerekmektedir. Bu gereklilik karşılanmadığında, ikinci düzey faktörlerin birinci düzey faktörlere olan doğrudan etkisi net bir şekilde tanımlanamaz (Kline, 2005). Bu nedenle, iki boyutlu öğretmen özne iyi oluş ölçeğinin ikinci düzey DFA analizi yapılmamıştır.

3.1.4. Ölçüt Bağımlı Geçerlik

Ölçüt bağımlı geçerlik; ölçek geliştirme çalışmalarında geliştirilen ölçeğin geçerliğinin test edilmesi kapsamında kullanılan yöntemlerden biridir. Ölçmeyi hedefleyen ölçeğimiz için yüksek korelasyon iyi bir geçerliğe işaret eder. Bu geçerliliğin gücünü, her iki anketteki, her katılımcı için puanların karşılaştırarak incelenmesidir (Mayers, 2013). Pearson korelasyonu bu testlerin en yaygın kullanılanıdır. Korelasyon analizi yapılabilmesi için iki değişkenin eşit aralıklı veya eşit oranlı ölçekte yer alması, değişkenler arasında doğrusal bir ilişki bulunması, verilerin normal dağılıma sahip olması gerekmektedir (Sedgwick, 2012). Bunun nedeni, Pearson korelasyonunun, veri puanlarının ilgili değişkenler arasındaki ortalama puanlardan nasıl değiştiğine dayanmasıdır (Mayers, 2013). Ölçüt bağımlı geçerlik için 214 kişilik yeni bir örneklem grubu üzerinden veriler toplanmıştır. Normal dağılım için çarpıklık ve basıklık katsayılarının ± 1 aralığı içinde 0'a yakın olması gerekmektedir (Tabachnick & Fidell, 2013). Bu doğrultuda öncelikle örneklemin normallik dağılımına ilişkin ölçek maddelerinin puan dağılımı Tablo 8'de verilmiştir. Normal dağılıma ilişkin mod, medyan ve ortalama değerlerinin (Mod=71.00, Medyan=72.00, Ortalama=73.14) birbirine yakın olduğu, normallik varsayımı olarak çarpıklık ve basıklık katsayılarının (-.22 ve -.13) uygun aralıkta bulunduğu görülmüştür. Bu durum her iki ölçeğin örneklem dağılım normallik varsayımını sağladığını göstermektedir.

Ölçüt geçerliğine ilişkin olarak Renshaw vd. (2015) tarafından geliştirilen ve Türkçe'ye uyarlaması Ergün ve Sezgin Nartgün'ün (2017) yaptığı "Öğretmen Özne İyi Oluş" ölçeği ile bu çalışma için oluşturulan "Öğretmen Özne İyi Oluş" ölçeği kullanılmaktadır. Ölçüt bağımlı geçerlikte bu iki ölçek arasındaki Pearson çarpım momentler korelasyon katsayıları incelenmiştir. Pearson korelasyonu, iki sürekli değişken arasındaki ilişkinin gücünü keşfetmek için kullanılır. Bu hem yönün (pozitif veya negatif) hem de ilişkinin gücünün bir göstergesidir. Korelasyon katsayısı, 0 (korelasyon yok) ile +1 (mükemmel pozitif korelasyon) veya -1 (mükemmel negatif korelasyon) ölçeğinde ölçülür. Pozitif korelasyon, doğrusal bir ilişkiyi ve iki değişkenin aynı yönde artış veya azalışını ifade eder. Negatif korelasyon ise, bir değişkenin artmasıyla diğersinin azaldığını ifade eder (Mayers, 2013; Pallant, 2016). Korelasyon büyüklüğünün geleneksel yorumu Cohen (1988) tarafından belirlenmiştir. Cohen'e (1988) göre .50 üstü korelasyon güçlü, Brace vd.'ye (2006) göre .70'in üstü güçlü korelasyon bulunduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 8

Ölçüt Bağımlı Geçerliğe İlişkin Değerler

Ölçekler	N	Maddeler	Min, Max	Ortalama	SD	Çarpıklık	Basıklık	r
Çalışma Ölçeği		13	44- 65	55.85	5.43	.23	-.99	
Renshaw vd. (2015) (ÖÖİÖ)	214	8	25- 40	34.40	3.26	.40	-.81	.82**

Not: **p<0.001, SD: standart sapma, r: korelasyon, N: örneklem sayısı

Tablo 8'de 13 maddelik çalışma ölçeğinin ortalama değerinin 55.85 olduğu, standart sapmasının 5.43, çarpıklık ve basıklık değerinin (.23 ve -.99) aralığında bulunduğu tespit edilmiştir. Renshaw vd.'nin (2015) öğretmen özne iyi oluş ölçeğinin ortalama değerinin 34.40, standart sapmasının 3.26, çarpıklık ve basıklık değeri (.40 ve -.81) aralığında tespit edilmiştir. Analiz sonucunda iki ölçekte yer alan korelasyon katsayısı $r=.82$ olarak hesaplanmıştır. Bu

durum ölçekler arasında yüksek düzeyde anlamlı bir ilişki olduğu ve ölçüt bağımlı geçerliği sağladığına işaret etmektedir. Öğretmen öznel iyi oluşunu ölçmeyi amaçlayan bu ölçek yanıtlarının, mevcut Renshaw vd.'nin (2015) ölçek yanıtlarıyla benzerlik göstermesi anlamlıdır.

3.1.5. Yakınsak ve İraksak Geçerlik

Yakınsak geçerlik, ilgili faktördeki tüm maddelerin birbirleriyle ve oluşturdukları faktörle ilişkili olduğunu ifade eder. Bu analizde, ilk olarak DFA sonucunda elde edilen maddelerin yüksek faktör yüklerine sahip olması istenir (Kline, 2005). Ayrıca, her faktörün ortalama açıklanan varyans (AVE) değeri .50'den büyük olmalı ve faktörlere ilişkin tüm güvenilirlik değerleri (CR ve Cronbach alfa), AVE değerinden büyük olmalıdır (Fornel & Larcker, 1981; Mayers, 2013). Güvenirlik bulgularında CR ve Cronbach alfa değerlerine yer verilmiştir.

İraksak geçerlik ise, ilgili faktörlerdeki maddelerin buldukları faktörle olan korelasyon değerlerinin diğer faktörlerle olan değerlerden yüksek olduğunu belirtir. Bu geçerliğin varlığını doğrulamak için dört koşul bulunmaktadır: İlk olarak, faktörler arasında binişiklik olmamalıdır (Kline, 2005). İkincisi, faktörlerin AVE değerlerinin karekökleri .50'den büyük olmalı ve faktörler arası korelasyon değerlerinden büyük olmalıdır (Fornel & Larcker, 1981). Üçüncü koşul, AVE değerlerinin kareköklerinin CR, Cronbach alfa ve AVE değerlerinden büyük olmamasıdır. Son koşul ise maksimum paylaşılan varyansın karesi (MSV) değerinin AVE değerinden küçük, paylaşılan varyansın karesinin ortalaması (ASV) değerinden büyük veya eşit olmasıdır (Crocker & Algina, 1986; Fornel & Larcker, 1981). DFA sonucunda elde edilen bulgular, ölçeğin yakınsak ve iraksak geçerliliğini sınamak için AVE ve güvenilirlik analizlerinin yanı sıra MSV ve ASV değerlerinin incelenmesini içerir.

DFA sonuçlarına dayanarak yakınsak ve iraksak geçerliğini sınamak için AVE; ayrıca güvenilirlik analizleri kapsamında CR ve Cronbach Alfa değerleri ile MSV ve ASV'ye ilişkin değerler Tablo 9' da yer almaktadır.

Tablo 9

Faktörler Arası Korelasyon ve Yakınsak/ İraksak Geçerlik

Alt boyutlar	Okul bağlılığı	Mesleki doyum	AVE	CR	Cronbach Alfa	MSV	ASV
Okul bağlılığı	.88*		.790	.96	.95		
Mesleki doyum	.69	.89*	.798	.95	.94	.47	.47
Genel ölçek			.794	.98	.96		

Yakınsak geçerlik bağlamında maddelerin faktör yüklerinin ve aynı zamanda faktörlerin AVE değerlerinin .50'nin üzerinde olması gerekmektedir. Bu kapsamda Tablo 9'da okul bağlılığı boyutu için AVE değeri .79; mesleki doyum boyutu için AVE değeri .79 ve ölçeğin tümü için AVE değeri .79 olarak hesaplanmıştır. Ayrıca, faktörlerden her birinin CR ve Cronbach alfa değerleri, AVE değerinden yüksektir. Bu bulgulara dayanarak, ölçeğin yakınsak geçerliğe sahip olduğu söylenebilir.

İraksak geçerlik, faktörler arasındaki ayırt edicilik düzeyleriyle ilgili bir kavramdır ve geçerli bir ölçekte faktörler arasında orta düzeyde korelasyon olması beklenir (Kline, 2005). Tablo 9'un incelenmesiyle, korelasyon değerlerinin .69 olarak bulunduğunu görülmektedir. Bu durum birinci koşulun sağlandığını gösterir. Ayrıca, AVE değerlerinin kareköklerinin .50'den büyük olduğu, her bir faktörün diğer faktörlerle olan korelasyon değerlerinin üzerinde olduğu görülmektedir, bu da ikinci ve üçüncü koşulların sağlandığını belirtmektedir. Ayrıca, $MSV < AVE$ ve $ASV \leq MSV$ eşitliklerinin de sağlandığı belirtilmiştir. Bu bulgulara dayanarak, ölçeğin iraksak geçerliğine sahip olduğu sonucuna varılabilir. Ölçeğin yakınsak geçerliğe sahip olması ölçeğin bir araya getirdiği faktörlerin birlikte değerlendirilmesiyle elde edilen toplam puanların, öznel iyi oluşu doğru bir şekilde yansıttığı işaret etmektedir. Öte yandan, ölçeğin

ırsak geçerliğinin olması faktörlerin farklı özellikleri temsil ettiğini ve bağımsız olarak değerlendirilebileceğini belirtmektedir.

3.2. Ölçeğin Güvenirliği

Araştırma sürecinin çok önemli bir parçası olan güvenilirlik analizi, bir ölçekteki maddelere verilen yanıtlar içindeki tutarlılığı inceler (Field, 2009). Genellikle faktör analizinin devamı niteliğindedir. Bu durum, hem bir ölçekteki maddelerle ilgili hem de ölçekte yer alan boyutlarla ilgili güvenirligi ortaya koymaktadır (Mayers, 2013). Geçerlik kısmında öğretmen öznel iyi oluşa ilişkin 13 madde iki boyuttan oluşan Temel Faktör Analizi kullanılarak ortaya konulan ölçekle ilgili verilen yanıtlarda katılımcıların tüm maddelere benzer şekilde yanıt vermesi beklenir. Güvenirlik analizi, bu tutarlılığı 0'dan 1'e kadar bir ölçekte ölçmeyi amaçlar, burada 1 en güvenilir sonuç olarak yorumlanmaktadır (Field, 2009; Kline, 1994). Güvenirlik analizi için öncelikle iç tutarlık (cronbach alfa) değerine bakılmaktadır. Ancak Cortina (1993), α (alfa) değerinin ölçekteki öge sayısına bağlı olduğunu, bu nedenle, ölçekteki öge sayısı arttıkça, α değerinin artacağını ifade etmektedir. Çünkü Cronbach denklemi içerisinde madde sayısı yer almaktadır. Bu nedenle ölçekte çok fazla öge olduğu için büyük bir α değeri elde etmek mümkündür ve bu sonuç tek başına ölçeğin güvenilir olduğu anlamına gelmez (Field, 2009). Bu durumda güvenirligi destekleyecek madde toplam korelasyon, bileşik güvenirligi, alt-üst %27 grup, test yarılama, Ferguson delta katsayısı madde ayırt ediciliğinde kullanılmaktadır. Bu kısımda tüm güvenirlilik ölçümlerine sırayla bakılmaktadır.

3.2.1. Cronbach Alfa Katsayısı (İç Tutarlılık) ve Madde-Toplam Korelasyonu

Bu bölümde amaç tasarlanan ölçek sorularının tutarlı bir şekilde yanıtlanmasını sağlamaktır. Cronbach'ın alfası 0'dan 1'e kadar bir değerde ölçülür ve 1 mükemmel tutarlılığı gösterir. .70 ile .80 değerleri kabul edilebilirlik için minimum hedef olarak görülmekte (Field, 2009; Kline, 1994), ancak .80'in üzerindeki değerler tercih edilmektedir (Pallant, 2016). Cronbach alfa değerine ek olarak yer alan madde-toplam korelasyonu; maddeler ile genel faktör arasındaki korelasyonu değerlendirir. Korelasyon ne kadar yüksekse maddeler arasında o kadar yüksek ilişki bulunur, ancak bunun en azından ($\pm .30$) olması gerekmektedir. Buradaki düşük değerler (.30'dan az), maddenin bir bütün olarak ölçekten farklı bir şey ölçtüğünü gösterir. Ölçekte genel Cronbach alfa'sı çok düşük (.70'den az) ve düşük madde-toplam korelasyonlu maddelerin ölçekten çıkarılması gerekmektedir (Pallant, 2016). Maddenin çıkarılmasıyla cronbach alfa önemli ölçüde artarsa, bu maddelerin de kaldırılması düşünülebilir. Bu değer Madde Silinirse Cronbach'ın alfa değeri sütunu ile verilmektedir (Field, 2009; Mayers, 2013).

Öğretmen öznel iyi oluş ölçeğinin güvenirlilik çalışması yapılırken öncelikle ölçeğin alt boyutlarından her biri ve tamamı için Cronbach Alpha (α) Katsayısı, madde toplam korelasyon değerlerine bakılmıştır. Bu bağlamda, ölçeğin tamamına ve alt boyutlarına ait Cronbach Alpha katsayı ve düzeltilmiş madde toplam korelasyonu değerleri Tablo 10'da sunulmuştur.

Tablo 10*Cronbach Alfa ve Düzeltilmiş Madde Toplam Korelasyon Değerleri*

Boyut	Madde	Düzeltilmiş Madde Toplam Korelasyon	Madde Sillindiğinde Cronbach Alfa	Alt Boyutların Cronbach Alfası	Genel Cronbach Alfa (13 Madde)
Okul Bağlılığı (7 madde)	m1	.77	.95		
	m2	.80	.95		
	m3	.83	.95		
	m4	.83	.95	.95	
	m5	.84	.95		
	m6	.78	.95		
	m7	.81	.95		.96
Mesleki Doyum (6 madde)	m11	.72	.95		
	m12	.78	.95		
	m13	.75	.95		
	m14	.69	.95	.94	
	m15	.82	.95		
	m16	.80	.95		

Öğretmen öznel iyi oluş ölçeğine ilişkin yapılan Tablo 10'da öncelikle Cronbach alfa güvenilirlik bulguları incelenmektedir. Analiz değerlendirmesinde okul bağlılığı boyutunun yedi maddeden oluştuğu ve Cronbach'ın alfasının .95 olduğu tespit edilmiştir. Meslek doyumu boyutunun ise altı maddeden oluştuğu ve Cronbach'ın alfasının .94 olduğu tespit edilmiştir. Tablo 10'da ölçeğin genel Cronbach'ın α 'sının .96 olduğu görülmektedir. Minimum .80 Cronbach alfa gerektiği göz önüne alındığında, bu bulguların çok yüksek iç tutarlılık gösterdiği sonucuna varılmıştır (Field, 2009).

Düzeltilmiş Madde-Toplam Korelasyonu her madde ile bu faktör için toplam puan arasındaki korelasyonu gösterir. Güvenilir bir ölçekte tüm öğeler toplamla ilişkili olmalıdır. Bu nedenle, ölçekteki genel puanla ilişkili olmayan öğeler herhangi biri yaklaşık .30'dan azsa, o zaman genel olarak ölçekte çok iyi ilişkili olmadığı anlamına gelir. Tablo 10 incelendiğinde, madde-toplam korelasyon değerlerinin .69 ile .84 arasında olduğu ve bu değerlerin .05 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Madde-toplam korelasyon katsayıları için .30 ve üzeri değerler ayırt edici olarak kabul edilmektedir (Field, 2009). Korelasyonların çoğu iyi durumdadır. Diğer bir sütun Madde Silinirse Cronbach'ın Alfa'sını bildirir. Bir öğenin kaldırılmasıyla alfa önemli ölçüde artarsa, maddenin kaldırılması düşünebilir. Ancak Tablo 10'da görüldüğü üzere, buradaki herhangi bir öğenin kaldırılmasıyla alfa gelişmeyecektir. Buradaki öğelerin hiçbiri silinirse güvenilirliği önemli ölçüde etkilemez. Genel olarak, önemli bir şekilde katkıda bulunan tüm maddelerin çok iyi bir güvenilirliğe sahip olduğu tespit edilmiştir. Bu kapsamda ölçeğin iç tutarlılığı hem genel olarak ölçek düzeyinde hem de alt faktörler düzeyinde yüksek güvenilirlik göstermiştir (Fraenkel vd., 2012; Schmitt, 1996).

3.2.2. Bileşik Güvenirlik Değeri

Cronbach alfa katsayısına ek olarak en yaygın kullanılan güvenilirlik katsayısı olan bileşik (Yapı Güvenirliği/Kompozit Güvenirlik-CR) güvenilirlik değerine yer verilmiştir. Bileşik güvenilirlik bir ölçme aracındaki maddelerin genel güvenilirliğini değerlendirmek için kullanılır (Raykov, 1997). Cronbach Alfa katsayısı, madde sayısına bağlı olduğundan CR değeri (Bileşik Güvenirlik) genellikle Alfa katsayısının alternatifi veya kontrol aracı olarak kullanılır. CR değerinin eşik noktası genellikle Alfa değeriyle aynıdır, yaklaşık olarak .70'tir (Fornell & Larcker, 1981). Tablo 10'da görüldüğü üzere ölçeğin bütünü için Alfa katsayısı .96 olarak tespit edilmiştir. Faktörlerin Alfa katsayıları ise sırasıyla "okul bağlılığı" faktörü için .95 ve "meslek doyumu" faktörü için .94 olarak hesaplanmıştır. Bu değerlere dayanarak, ölçeğin ve faktörlerin

iç tutarlılık güvenilirliğine sahip olduğu söylenebilir. CR değeri ölçeğin tamamı için .98 olarak tespit edilmiştir. Faktörlerin CR katsayıları, Alfa katsayılarıyla uyumlu olarak, “okul bağlılığı” faktörü için .96 ve “meslek doyumunu” faktörü için .95 olarak belirlenmiştir. Bu sonuçlara göre, ölçeğin ve faktörlerin yapı güvenilirliğine sahip olduğu ileri sürülebilir.

3.2.3. Alt-Üst %27'lik Grup Yöntemi

Ölçeğin güvenilirlik kapsamında yer alan madde ayırt ediciliğinin tespit edilmesinde kullanılabilecek yöntemlerden biri alt-üst %27'lik grup yöntemidir. Bu yöntemde %27'lik grupların madde ortalama puanları farkına dayalı karşılaştırma analizi yapılmaktadır (Büyüköztürk, 2018). Bu kapsamda madde ayırt ediciliğini belirlemek amacıyla toplam puanlar küçükten büyüğe doğru sıralanarak, %27'lik alt ve üst grup belirlenir. Daha sonra alt-üst %27'lik grupların madde ortalama puanları farkına dayalı analiz yapılmıştır. %27'lik alt gruplara ilişkin t testi sonuçları ve madde korelasyonları aşağıdaki Tablo 11'de verilmiştir.

Tablo 11

Alt-Üst %27'lik Grup t-Testi

Madde	Alt %27'lik Grup		Üst %27'lik Grup		t	p
	Ort.	SS	Ort.	SS		
Madde 1	3.56	.69	4.94	.23	-15.43	.00*
Madde 2	3.76	.52	4.99	.12	-18.79	.00*
Madde 3	3.51	.63	4.99	.12	-18.76	.00*
Madde 4	3.75	.50	4.97	.17	-19.05	.00*
Madde 5	3.56	.58	4.97	.17	-19.17	.00*
Madde 6	3.43	.60	4.99	.12	-20.78	.00*
Madde 7	3.65	.61	4.96	.20	-16.57	.00*
Madde 11	3.94	.34	4.97	.17	-22.30	.00*
Madde 12	3.63	.54	4.99	.12	-20.02	.00*
Madde 13	3.87	.38	4.99	.12	-22.96	.00*
Madde 14	4.10	.52	5.00	.00	-14.16	.00*
Madde 15	3.69	.46	4.99	.12	-22.18	.00*
Madde 16	3.69	.49	4.93	.26	-18.13	.00*
Toplam	48.14	4.42	64.64	.61	-30.42	.00*

*p<.001

Tablo 11 incelendiğinde ölçeğe ait her bir madde ve alt boyutlarının madde ortalama puanları farkının t testi sonucunun anlamlı olduğu ve farkın üst %27'lik grup lehine olduğu tespit edilmiştir (t=-30.42; p<.001). Açıkça bu ölçeğin düşük ve yüksek puan alan katılımcıları birbirinden ayırt edebileceği söylenebilir. Ayrıca maddelerden her biri, ölçeğin tamamı ile pozitif ve anlamlı ilişki içerisindedir (p<.001). Böylelikle her bir madde analizi sonucu öğretmen öznel iyi oluş ölçeğinin ayırt edici güçte olduğu ifade edilmektedir.

3.2.4. Test Yarılama Yöntemi

Ölçek güvenilirliğinin kontrol edilmesinde en yaygın kullanılan yöntemlerden biri de test yarılama yöntemidir. Test yarılama yöntemi bir ölçeğin maddelerinin iki ayrı gruba ayrılarak elde edilen ölçümler arasındaki tutarlılığın değerlendirilmesidir (Ajayi & Omirin, 2012). 250 kişilik veri seti üzerinde, ölçek maddeleri, tek ve çift numaralı sorulara göre bölme, yarıdan bölme veya rastgele bölme yöntemleri kullanılarak iki ayrı gruba ayrılmıştır (Büyüköztürk, 2018). Bu bölme işlemi (m1, m3, m5, m7, m12, m14, m16) ve (m2, m4, m6, m11, m13, m15) numaralı soruları ayırarak rastgele bölme işlemi yapılmıştır. Testin yarısına ait güvenilirlik katsayısı belirlenmiş ve ölçeğin tamamı için iç tutarlılık güvenilirliği Spearman-Brown formülü kullanılarak belirlenmiştir. Değerin .70'in üzerinde olması, iç tutarlılık açısından güvenilirliğin yüksek olduğunu gösterir (Brace vd., 2006; Shuttleworth, 2008). Ölçeğin iki yarısının korelasyon değeri .92 olarak belirlenmiş ve yüksek bir düzeyde uyum göstermiştir. Aynı

şekilde, Spearman-Brown katsayısı .96 ve Guttman Split-Half katsayısı .95 olarak hesaplanmış ve değerlerin .70'in üzerinde olduğu görülmektedir. Değerler, ölçeğin iç tutarlığının yüksek olduğunu gösteren önemli bulgular olarak değerlendirilir. Güvenirlik, ölçülen yapıların geçerliğini belirlemede önemli bir faktördür ve böylece sonuçlara daha fazla güç sağlamaktadır. Bulgular doğrultusunda katılımcıların ölçeğin iki yarısına verdikleri cevaplar doğrultusunda ölçeğin güvenilir olduğu kabul edilmektedir.

3.2.5. Ferguson Delta Katsayısı

Ölçeğe ilişkin güvenirlilik analizi kapsamında madde ayırt ediciliğine destekler nitelikte Ferguson delta katsayısına yer verilmiştir (Eggen vd., 2017). Ferguson delta katsayısı, ölçüm özelliklerinin geçerliği ve güvenirliliğinden ayırt edilmesi için ayrımcılık indeksi olarak bilinmektedir. Esasında bir ölçek aracının bireyler arasında ayırım yapma derecesinin yararlı bir indeksi olarak sunulmuştur (Hankins, 2008). Ferguson delta katsayısı, ölçme aracının madde sayısı, örneklem büyüklüğü, puanlanan her bir cevabın frekansı ve ölçme aracının cevap kategorisi ile ilişki ortaya koyulan bir katsayısı değeridir (Kline, 2000). 0 ile 1 aralığında değer alan katsayının (Day & Bonn, 2011), .90 üzeri değer buldurması ölçeğin ayırt edici olduğunu ifade etmektedir (Hankins, 2008; Kline, 2000). Bu amaçla çalışmada yer alan ölçeğin Ferguson katsayısı değeri .92 olarak hesaplanmıştır. Böylece ölçeğe ilişkin madde ayırt ediciliğinin yüksek olduğu tespit edilmiştir. Şekil 3'te Ferguson katsayısının hesaplanması için Hankins (2008) tarafından çok kategorili ölçekler için genelleştirilmiş formül yer almaktadır.

Şekil 3

Ferguson Delta Katsayı Formülü


$$\delta = \frac{(1+k(m-1))(n^2 - \sum_i f_i^2)}{n^2 k(m-1)}$$

Burada “k” madde sayısıdır, “m” madde başına yanıt seçeneği sayısıdır, “n” örneklem büyüklüğüdür ve her i $\sum_i f_i^2$ puanının frekanslarının karelerinin toplamıdır. $k(m-1)$ 'in bir ölçeğin puan aralığına eşit olduğunu ve $1+k(m-1)$ ' in de bir maddelerin toplam puan kategorisi sayısına göstermektedir.

3.3. Ölçeğin Puanlanması ve Son Şekli

Ölçeğe ilişkin yapılan geçerlik ve güvenirlilik çalışmaları sonucunda ölçek puanlanmasına ve son şekline yer verilmiştir. Öğretmen öznel iyi oluş ölçeği iki boyut ve 13 maddeden oluşmaktadır. Ölçekteki maddelerin arasında ters puanlanan madde bulunmamaktadır. Ölçek 5'li Likert olarak hazırlanmış ve ifadelerle ilişkin yanıtlar; Kesinlikle Katılmıyorum (1); Katılmıyorum (2); Kararsızım (3); Katılıyorum (4); Kesinlikle Katılıyorum (5) şeklinde puanlanmaktadır. Ölçekte en düşük puanlama 13, en yüksek puanlama 65 olarak belirlenmiştir. Ölçekteki en düşük ve en yüksek puanlama arasında (13-65) yer almakta, orta değer (39) olarak hesaplanmıştır. Ölçekte yer alan puan ve buna ilişkin değerlendirmeler Tablo 12'de sunulmuştur.

Tablo 12*Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçek Puanlaması*

Puanlama Değeri	13-38	39	40-65
Düzy			
	Düşük	Orta	Yüksek

Tablo 12’de görüldüğü üzere öğretmen öznel iyi oluş ölçeğinin değerlendirilmesi düşük, orta ve yüksek olmak üzere üç kategoride yapılmaktadır. Öğretmen öznel iyi oluş 13-65 arasında değer aldığı puanlamanın 13’e yaklaşıldığında öznel iyi oluş düzeyinin düşük, puanlamanın 39’a yaklaştıkça orta düzeyde, puanlamanın 65’e yaklaştığında yüksek düzeyde öznel iyi oluşa sahip olduğu tespit edilmiştir. Öğretmen öznel iyi oluş ölçeğinin son şekli Tablo 13’te yer verilmiştir.

Tablo 13*Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeğinin Son Şekli*

Madde No	Madde	Kesinlikle Katılmıyorum	Katılmıyorum	Kararsızım	Katılıyorum	Kesinlikle Katılıyorum
1	Kendimi okuluma ait hissedirim. ¹	1	2	3	4	5
2	Okulmda saygı görürüm. ²	1	2	3	4	5
3	Okulmdan memnunum. ³	1	2	3	4	5
4	Okulmdaki çalışma arkadaşlarım beni sever.	1	2	3	4	5
5	Okulmda kendimi güvende ve rahat hissedirim.	1	2	3	4	5
6	Okulmdaki etkinliklere ve projelere katılmaktan keyif alırım.	1	2	3	4	5
7	Okulmda kendimi mutlu hissedirim.	1	2	3	4	5
8	Mesleğimde başarılı olduğumu düşünüyorum.	1	2	3	4	5
9	Mesleğim, hayatıma anlam katar.	1	2	3	4	5
10	Öğrencilerimin gelişimine katkı sağladığıma inanıyorum.	1	2	3	4	5
11	Öğrencilerimin başarıları benim için büyük bir mutluluk kaynağıdır.	1	2	3	4	5
12	Öğretmenlik yapmaktan zevk alırım.	1	2	3	4	5
13	Mesleki hayatımda güzel anılarım çoktur. ⁴	1	2	3	4	5

¹ Bu maddede Renshaw vd. (2015) tarafından geliştirilen Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeğinde yer alan maddeden yararlanılmıştır. Ölçekte yer alan madde “Kendimi bu okula ait hissediyorum.” şeklindedir.

² Bu maddede Renshaw vd. (2015) tarafından geliştirilen Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeğinde yer alan maddeden yararlanılmıştır. Ölçekte yer alan madde “Bu okulda saygı görüyorum.” şeklindedir.

³ Bu maddede Diener vd. (1985) tarafından geliştirilen Yaşam Doyumu Ölçeğinde yer alan maddeden yararlanılmıştır. Ölçekte yer alan madde “Hayatımdan memnunum.” şeklindedir.

⁴ Bu maddede Hills ve Argyle (2002) tarafından geliştirilen Oxford Mutluluk Ölçeğinde yer alan maddeden yararlanılmıştır. Ölçekte yer alan madde “Geçmişle ilgili güzel anılara sahip değilim.” şeklindedir.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Sosyal bilimlerde araştırmacılar çoğu kez doğrudan ölçülemeyen gizil değişkenlerle ilgilenirler. Bu nedenle araştırmacılar için doğrudan ölçülemeyen bu gizil değişkenlerin nasıl ölçüleceğinin belirlenmesi ve araştırma için uygun geçerli ve güvenilir bir ölçek ile çalışılması

önemlidir (Özdamar vd., 1999). Bu doğrultuda mevcut araştırmada öğretmenlerin öznel iyi oluş düzeylerini belirlemek üzere geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı geliştirilmesi amaçlanmıştır.

Öznel iyi oluş, yaşam doyumunun öznel durumu ve olumlu ruh sağlığı olarak tanımlanan; bilişsel ve duygusal bileşenlerden oluşur (Deiner, 2000). Öğretmen öznel iyi oluş ise bir öğretmenin akademik öğretim ve öğretmen-öğrenci ilişkilerini temel alan, belirli okul hayatı ilgili iç standartlarını kullanarak okul yaşamının öznel özet değerlendirilmesini ifade eden okuldaki duyguların sıklığını göstermektedir. Bu noktada öznel iyi oluş etkilerini ve öğretmenlerin öznel iyi oluş algısının ölçülebilmesi için bir Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeği geliştirilmesinin eğitim yönetimi literatürü açısından önem taşıdığı düşünülmüştür. Bu nedenle çalışmada kamu kurumlarında görev yapan öğretmenlerin öznel iyi oluş düzeylerini belirlemek üzere bir ölçek geliştirilmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda öncelikle ölçek için alanyazın taraması yapılmış (Akın & Oğuz, 2010; Avcı & Seferoğlu, 2011; Balaban, 2000; Chang vd., 2015, Kayabaşı, 2008; Fleming vd., 2013; Yılmaz vd., 2014; Yılmaz & Aslan, 2016), ölçekler incelenmiş (Argyle vd., 1989; Diener vd., 1985; Dilmaç & Bozgeyikli, 2009; Eryılmaz, 2010; Hills & Argyle, 2002; Longo vd., 2018; Lyubomirsky & Lepper, 1999; Renshaw vd., 2015; Tuzgöl-Dost, 2010; Türkdoğan & Duru, 2012; Watson vd., 1988) madde havuzu oluşturulmuştur. Madde havuzundaki ifadelerin kapsam geçerliğinin değerlendirilmesi için 10 uzmanın görüşü alınmıştır. Ardından Lawshe tekniği kullanılarak maddelerin KGO, KGÖ ve KGİ'leri hesaplanmıştır. Aynı zamanda Lawshe metodu kullanılarak kapsam geçerliğinin belirlenmesi için $KGİ \geq KGO$ ölçütü doğrulanmış ve ölçeğin kapsam geçerliğinin istatistiksel düzeyde anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu aşamada 13 madde ölçek dışında bırakılmıştır. Uzman görüşleri doğrultusunda üç madde eklenerek 18 maddelik taslak form oluşturulmuştur. Ardından ölçeğin faktör yapısını belirlemek üzere AFA, yapı geçerliğini belirlemek üzere DFA yapılmıştır.

Kapsam geçerliği sonrası geriye kalan 18 maddelik ölçüm aracı AFA için kamu okullarında görev yapan 343, DFA için ise kamu okullarında görev yapan 250 öğretmen ve ölçek bağıntılı geçerlik için 213 kamu okullarında görev yapan öğretmenlere üç farklı çalışma grubuna uygulanmıştır. Temel Faktör Analizi (TFA) yöntemi temelinde Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) yapılmıştır. (Tabachnick & Fidell, 2013). Analizler sonucunda iki faktörden oluşan 13 maddeden oluşan bir ölçek elde edilmiştir. Elde edilen boyutlar madde içeriklerine uygun olarak; okul bağlılığı, mesleki doyum olarak isimlendirilmiştir. Ölçekte yer alan 18 maddeye ilişkin faktör yüklerinin direct oblimin rotasyon sonucunda .55 ile .97 arasında değiştiği görülmektedir. AFA sonucunda elde edilen iki faktörlü yapı, DFA ile doğrulanmıştır (Schermelleh-Engel vd., 2003; Tabachnick & Fidell, 2013). Analizler sonucu iki faktörün toplam varyansın %67.04'ünü açıkladığı görülmüştür. Ölçeğin yapı geçerliğini sınamak amacıyla DFA yapılmıştır. DFA sonucunda CMIN/df değeri (1.50), RMSEA değeri (.04), RMR değeri (.05), CFI değeri (.95), IFI değeri (.95) bulunmuş olup mükemmel uyumu ifade etmektedir. Ölçeğin GFI değeri (.93), AGFI değeri (.90) ve TLI (NNFI) değeri (.94) aralığında yer alıp iyi uyumu değerleri içerisinde bulunmaktadır. Ayrıca PNFI (.68), PCFI (.74) ve PGFI (.62) değerlerinde bulunması mükemmel uyuma işaret etmektedir. Bu aşamanın sonrasında ölçeğin üç faktörden daha az faktör bulundurduğu için, faktörleri arasında ikinci düzey faktör analizine bakılmamıştır. Bu bulgular, ölçeğin yapı geçerliliğine sahip olduğunu ortaya koyması açısından önemlidir. AFA ve DFA analizlerinin sonuçları, ölçeğin kapsam ve yapı geçerliğinin yüksek olduğunu göstermektedir. Yapı ve kapsam geçerliği sonrasında, ölçme sonuçlarının tesadüfi hatalardan arınma düzeyini belirlemek amacıyla Cronbach Alfa değerleri, bileşik güvenilirlik, madde toplam korelasyon, test yarılama yöntemi, Ferguson delta katsayısı incelenmiştir. Ölçeğin alt boyutlarına ve tamamına ilişkin Cronbach Alpha değerleri incelendiğinde bu değerlerin sırasıyla “okul bağlılığı” boyutu için .95, “mesleki doyum” boyutu için .94 ve ölçeğin tamamına ilişkin Cronbach alpha değerinin .96 olduğu belirlenmiştir. Bu bulgulara göre, araştırma kapsamında geliştirilen ölçme aracının güvenilir olduğu sonucuna varılmıştır. Ölçeğin tamamına ve alt boyutlarına ilişkin α değerlerinin .70'in üzerinde olması,

ölçeğin tamamının ve alt boyutlarını oluşturan maddelerin kendi içerisinde tutarlı olduğunu göstermektedir (Mayers, 2013; Peterson, 1994; Schmitt, 1996). Üstelik bileşik güvenilirlik katsayısı .98 ve Ferguson Delta katsayısı .92 olarak tespit edilmiştir. Son olarak, gizil değişkenler arasındaki ilişki katsayıları ve AVE değerlerinin karekökleri incelenmiş ve yakınsak geçerliliğinin sağlandığı sonucuna ulaşılmıştır. Analiz sonuçları, açıklanan varyansın (AVE=.79) .50'nin üzerinde olduğunu göstermiştir, bu da tüm boyutlar için yakınsama geçerliliğinin sağlandığını gösterir. Ayırt edici geçerliliğin sağlanması için gerekli olan maksimum paylaşılan varyans (MSV=.47) değeri AVE değerinden küçüktür, ayrıca ortalama paylaşılan varyans (ASV=.47) değeri de AVE değerinden küçüktür. AVE değerlerinin karekökü, yapılar arası değerlerden büyüktür, bu da ayırt edici geçerliliğin sağlandığını gösterir.

Ölçeğe ilişkin madde-toplam korelasyon katsayılarının ise 69 ile .84 aralığında değiştiği ve her bir ölçek maddesinin ölçeğin tamamı ile ilişkili olduğu, aynı zamanda ayırt ediciliğe sahip olduğu belirlenmiştir. Test yarılama yöntemi sonucunda katılımcıların ölçeğin iki yarısına verdikleri cevaplar arasında pozitif yönde güçlü bir ilişkinin olduğu; alt-üst %27'lik grup yöntemi sonucunda ise ölçeğin ve her bir maddesinin ayırt ediciliğinin yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu güvenilirlik ve geçerlik analizleri sonucunda, iki faktörlü ve 13 maddeden oluşan Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeği 5'li Likert tipinde hazırlanmıştır. Bu nedenle ölçekten elde edilebilecek en yüksek puan 65, en düşük puan ise 13'tür ve ölçekte ters puanlanan madde yer almamaktadır. Ölçekten alınan puanların azalması düşük öznel iyi oluşa, puanların artması, yüksek öznel iyi oluş anlamına gelmektedir. Öğretmenlerin düşük öznel iyi oluşu, düşük iş memnuniyeti gibi çeşitli diğer olumsuz sonuçlarla ilişkilidir (Grayson & Alvarez, 2008; Skaalvik & Skaalvik, 2011). Ayrıca, olumsuz öğretmen-öğrenci ilişkileri (Grayson & Alvarez, 2008), sosyal-duygusal, davranışsal ve akademik alanlarda daha zayıf öğrenci işlevleriyle (Fleming vd., 2013; Spilt vd., 2011) negatif iyi oluş gerçekleşmektedir. Sonuçta çalışma ortamı ile ilgili olumsuz faktörler zaman içinde devam ettiğinde ve uyum içinde çözülmediğinde veya bunlarla başa çıkılmadığında, öğretmenler üzerinde çeşitli olumsuz sonuçlara neden olabilir. En sık tekrarlanan olumsuz sonuçlardan biri, duygusal yorgunluk, kişiliksizleşme ve kişisel başarı eksikliği ile karakterize edilen öğretmen tükenmişliğidir yani mutsuzluktur (Maslach vd., 1996; Maslach & Leiter, 2017). Elde edilen bulgulara göre, öğretmenlerin öznel iyi oluş düzeylerini belirlemeye yönelik geliştirilen Öğretmen Öznel İyi Oluş Ölçeğinin geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu sonucuna varılmıştır.

Ölçek geliştirme literatürü ilkeleri doğrultusunda geliştirilen bu ölçek, öğretmenlerin öznel iyi oluş düzeylerinin belirlenmesinde ve öğretmenlerin çalıştığı kurumları, meslektaşları, öğrenci ve yöneticileriyle ilişkilerinde ölçümlenmesinde kullanılabilir. Ancak öğretmen öznel iyi oluş ölçeğinin yönetim görevinde çalışanlara ya da farklı türdeki örgütlerde uygulanması durumunda sonuçlar değişebilir. Gelecek çalışmalarda, ölçeğin özel okullarda görev yapan öğretmenler ile gerçekleştirilerek geçerlik ve güvenilirlik çalışmalarının yapılması önerilebilir. Alanyazın incelendiğinde, öznel iyi oluşu ölçmeye yönelik çeşitli ölçeklerin bulunduğu görülmekle birlikte (Diener vd., 1985; Renshaw vd., 2015), bu çalışmada geliştirilen ölçek, öğretmenlerin mesleki bağlamda deneyimledikleri öznel iyi oluşu değerlendirmeye yönelik özgün bir ölçme aracı sunmaktadır. Bu nedenle alandaki bu boşluğu dolduracak bir ölçme aracı geliştirilmesinin önemli olduğu düşünülmektedir. Üstelik araştırmada öğretmenlerin öznel iyi oluş düzeylerinin yapı geçerliği ve güvenilirliğinin tespit edilmesi için yalnızca tek bir kanıt yerine çeşitli kanıtların sunulmuş olması, çalışmanın önemli bir avantajı ve güçlü yönleri arasında yer almaktadır.

KAYNAKÇA

- Ajayi, B. K. & Omirin, M. S. (2012). The effect of four scoring methods on multiple choice agricultural science test scores. *Review Of European Studies*, 4(1), 255-259. <http://dx.doi.org/10.5539/res.v4n1p255>
- Akın, A., & Satıcı, S. A. (2011). Öznel mutluluk ölçeği: Geçerlik ve güvenilirlik çalışması. *Sakarya Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 21, 65-77. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sakaefd/issue/11217/133957>
- Akın, U., & Oğuz, E. (2010). Öğretmenlerin işkoliklik ve tükenmişlik düzeylerinin ilişkisi ve çeşitli değişkenler açısından incelenmesi. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 3(3), 309-327. <https://dergipark.org.tr/en/pub/kuey/issue/10331/126628>
- Andrews, F. M., & Withey, S. B. (1976). *Social indicators of well-being*. New York: Plenum Press. <https://doi.org/10.1007/978-1-4684-2253-5>
- Antaramian, S. P., Huebner, E. S., & Valois, R. F. (2008). Adolescent life satisfaction. *Applied Psychology: An International Review*, 57 (Suppl1), 112-126. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1111/j.1464-0597.2008.00357.x>
- Arbuckle, J. L. (2007). *Amos 16.0 User's Guide*, USA, Amos Development Corporation https://www.uni-muenster.de/imperia/md/content/ziv/service/software/spss/handbuecher/englisch/amos16_0_user_s_guide.pdf
- Argyle, M., Martin, M. & Crossland, J. (1989). *Happiness as a function of personality and social encounters*. In J.P.Forgas ve J.M.Innes (Eds.), *Recent Advances in Social Psychology: an international perspective* (pp.189-203). North-Holland: Elsevier <https://www.psy.ox.ac.uk/publications/386556>
- Avcı, Ü., & Seferoğlu, S. S. (2011). Bilgi toplumunda öğretmenin tükenmişliği: Teknoloji kullanımı ve tükenmişliği önlemeye yönelik alınabilecek önlemler. *Akdeniz Eğitim Araştırmaları Dergisi*, 9, 13-26. https://yunus.hacettepe.edu.tr/~sadi/yayin/Avci-Seferoglu_MJER-2011-9_Tukenmislik.pdf
- Balaban, J. (2000). Temel eğitimde öğretmenlerin stres kaynakları ve başa çıkma teknikleri. *PAÜ Eğitim Fakültesi Dergisi Özel Sayı: 7. IV. Ulusal Sınıf Öğretmenliği Sempozyumu* 15-16 Ekim 1998 Pamukkale Üniversitesi Denizli. <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/114926>
- Balcı, A. (2007). *Sosyal bilimlerde araştırma: Yöntem, Teknik ve İlkeler*. Pegem A Yayıncılık.
- Baruch, Y., & Hall, D. T. (2004). The academic career: a model for future careers in other sectors? *Journal of Vocational Behavior*, 64(2), 241-262. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2002.11.002>
- Başol, G., & Altay, M. (2009). Eğitim yöneticisi ve öğretmenlerin mesleki tükenmişlik düzeylerinin incelenmesi. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 58(58), 191-216. <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/108262>
- Bindesen, Z. V., (2020). Arthur Schopenhauer'in düşüncesinde mutluluğun imkanı problemi, *Ağrı İslâmi İlimler Dergisi (AGİİD)*. (7), s.200-214. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/1366458>
- Bowen, N. K., & Guo, S. (2011). *Structural equation modeling*. Oxford University Press. 10.1093/acprof:oso/9780195367621.001.0001

- Bowerman, B.L. & O'Connell, R.T., (1990). *Linear Statistical Models – an applied approach* (2nd ed.). PWSKent Publishing Co. <https://archive.org/details/linearstatistica0000bowe>
- Brace, N., Kemp, R., & Snelgar, R. (2006). *SPSS for psychologists: A guide to data analysis using SPSS for Windows* (3rd ed.). Lawrence Erlbaum Associates Publishers <https://psycnet.apa.org/record/2006-05374-000>
- Brown, J.D. (2009). Statistics Corner Questions and answers about language testing statistics: Principal components analysis and exploratory factor analysis, In. Definitions, differences, and choices. Shiken: JALT Testing & Evaluation SIG Newsletter, 13(1), 19-23. <https://hosted.jalt.org/test/PDF/Brown30.pdf>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. (Second edition). Guilford Press.
- Browne, M. W., (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 62-83. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1984.tb00789.x>
- Buchner, T. W. (2007). Performance management theory: A look from the performer's perspective with implications for HRD. *Human Resource Development International*, 10(1), 59–73. <https://doi.org/10.1080/13678860601170294>
- Burton, L.J., & Mazerolle, S.M. (2011). Survey instrument validity part 1: principles of survey instrument development and validation in athletic training education research. *Athletic Training Education Journal*, 6, 27-35. <https://doi.org/10.4085/1947-380X-6.1.27>
- Büyüköztürk, Ş. (2002). Faktör analizi: Temel kavramlar ve ölçek geliştirmede kullanımı. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 32(32), 470-483. <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/108451>
- Büyüköztürk, Ş. (2018). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı: İstatistik, araştırma deseni, SPSS uygulamaları ve yorum*. Pegem.
- Büyüköztürk, Ş., Kılıç Çakmak, E., Akgün, Ö.E., Karadeniz, Ş. & Demirel, F. (2014). *Bilimsel araştırma yöntemleri* (17. Baskı). Pegem Yayınları
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. 2nd Edition. Routledge Taylor & Francis Group. https://www.researchgate.net/publication/361909378_Structural_Equation_Modeling_With_AMO
- Cattell, R.B. (1966). *The scree test for the number of factors*. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245-276. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10
- Chang, J.-H., Huang, C.-L., & Lin, Y.-C. (2015). Mindfulness, basic psychological needs fulfillment, and well-being. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being*, 16(5), 1149–1162. <https://doi.org/10.1007/s10902-014-9551-2>
- Child, D. (2006). *The essentials of factor analysis*. Third Ed. Continuum.
- Cohen, K. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates. <https://www.utstat.toronto.edu/~brunner/oldclass/378f16/readings/CohenPower.pdf>
- Cohen, S. B. (2002). Happiness and the immune system. *Positive Health*, 82, 9-12. <https://www.positivehealth.com/article/mind-matters/happiness-and-the-immune-system>

- Comfrey, A.L., & Lee, H. (1992). *Interpretation and application of factor analytic results*. In Comfrey, A., & Lee, H. (Eds.), *A first course in factor analysis* (pp. 240-262). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781315827506>
- Cortina, J. M. (1993). What Is Coefficient Alpha? An Examination of Theory and Applications. *Journal of Applied Psychology*, 78, 98-104. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98>
- Costello, A.B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical assessment, research, and evaluation*, 10(7), 1-9. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>.
- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. Belmont, CA: Wadsworth. <https://archive.org/details/introductiontoclassicalandmodernstesttheory>
- Çam, O. M., & Arabacı-Baysan, L. (2010). Tutum ölçeği hazırlamada nitel ve nicel adımlar. *Hemşirelikte Araştırma Geliştirme Dergisi*, 2, 59-71. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/hemarge/issue/52709/695121>
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G. & Büyüköztürk, Ş. (2014). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve LISREL uygulamaları*. Pegem.
- Day, J., & Bonn, D.A. (2011). Development of the Concise Data Processing Assessment. *Physical Review Special Topics-physics Education Research*, 7. <https://doi.org/10.1103/PhysRevSTPER.7.010114>
- Day, C., & Gu, Q. (2010). *The New Lives of Teachers*. London: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203847909>
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development theory and applications*. SAGE Publication. <https://tms.iau.ir/file/download/page/1635238305-develis-2017.pdf>
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-2909.95.3.542>
- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist*, 55(1), 34-43. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.34>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S. & Biswas-Diener, R. (2009). New measures of well-being: Flourishing and Positive and Negative Feelings. *Social Indicators Research Series*, 39, http://dx.doi.org/10.1007/978-90-481-2354-4_12
- Dilmaç, B., & Bozgeyikli, H. (2009). Öğretmen adaylarının öznel iyi olma ve karar verme stillerinin incelenmesi. *Erzincan Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 11(1), 171-187. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/67709>
- Doğan, C. D., & Aybek, E. C. (2021). *Rshiny ile psikometri ve istatistik uygulamaları*. Pegem Akademi. <https://ekitap01.kitabi.gen.tr/k%C3%BCnye.htm>
- Duckworth, A. L., Steen, T. A., & Seligman, M. E. P. (2005). Positive psychology in clinical practice. *Annual Review of Clinical Psychology*, 1(1), 629-651. <https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.1.102803.144154>
- Eggen, P. O., Persson, J., Jacobsen, E. E., & Hafskjold, B. (2017). Development of an inventory for Alternative Conceptions among students in chemistry. *LUMAT: International Journal*

on *Math, Science and Technology Education*, 5(1), 1-11.
<https://doi.org/10.31129/LUMAT.5.1.115>

- Eid, M., & Diener, E. (2001). Norms for experiencing emotions in different cultures: Inter- and intranational differences. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(5), 869–885. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.81.5.869>
- Ergün, E. & Sezgin Nartgün, Ş. (2017). Öğretmen öznel iyi oluş ölçeğinin Türkçeye uyarlanması: Geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Sakarya University Journal of Education*, 7, 385-397. <http://dx.doi.org/10.19126/suje.296824>
- Eryılmaz A. (2009). Ergen öznel iyi oluş ölçeğinin geliştirilmesi. *Türk Eğitim Bilimleri Dergisi*, 7:975-989. https://dergipark.org.tr/tr/pub/tebd/issue/26109/275088#article_cite
- Eryılmaz A. (2010). Ergenler için öznel iyi oluş artırma stratejileri ölçeğinin geliştirilmesi. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi*. 33, 81-88. <http://pdrdergisi.org/index.php/pdr/article/view/230/161>
- Eryılmaz, A. & Ercan, L. (2016). İş yerinde kullanılan öznel iyi oluş artırma stratejileri ölçeğinin geliştirilmesi, *International Journal Of Eurasia Social Sciences*, Vol: 7, Issue: 25, pp. (248-257). <https://www.ijouess.com/DergiTamDetay.aspx?ID=1602&Detay=Ozet>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4, 272-299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS (And Sex And Drugs And Rock'n' Roll)*. Sage Publications.
- Fleming, J. L., Mackrain, M., & LeBuffe, P. A. (2013). Caring for the caregiver: Promoting the resilience of teachers. Goldstein S. & Brooks R. (Eds.), in *Handbook of resilience in children* (pp. 387-397). Springer.
- Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7(3), 286-299. <http://dx.doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.286>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. *Journal of Marketing Research*, 18(3), 382–388. <https://doi.org/10.2307/3150980>
- Fraenkel, J. R., & Wallen, N. E. & Hyun, H. H. (2012). *How to design and evaluate research in education*. McGraw-Hill. <https://journal.uny.ac.id/index.php/jpv/article/downloadSuppFile/24354/4991>
- Garson, G. D. (2002). *Guide to writing empirical papers, theses, and dissertations*. CRC Press. <https://doi.org/10.1201/9781482270990>
- Gilman, R., & Huebner, E.S. (2006). Characteristics of adolescents who report very high life satisfaction. *Journal Youth Adolescence*. 35, 293–301. <https://doi.org/10.1007/s10964-006-9036-7>
- Grayson, J. L., & Alvarez, H. K. (2008). School climate factors relating to teacher burnout: a mediator model. *Teaching and Teacher Education*, 24(5), 1349-1363. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2007.06.005>

- Grissmer, D.W., Flanagan, A., Kawata, J. & Williamson, S. (2000). Improving Student Achievement: What State NAEP Scores Tell Us. Santa Monica: Rand. https://www.rand.org/content/dam/rand/pubs/monograph_reports/2000/MR924.pdf
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2010). *Multivariate data analysis*. Pearson education limited. <https://www.drnishikantjha.com/papersCollection/Multivariate%20Data%20Analysis.pdf>
- Hankins, M. (2008). How discriminating are discriminative instruments? *Health and Quality of Life Outcomes*, 6(36). <https://doi.org/10.1186/1477-7525-6-36>
- Hargreaves, A. (2005). Educational change takes ages: Life, career and generational factors in teachers' emotional responses to educational change. *Teaching and Teacher Education*, 21, 967-983. <http://dx.doi.org/10.1016/j.tate.2005.06.007>
- Hattie, J.A., Myers, J.E. and Sweeney, T.J. (2004), A Factor structure of wellness: theory, assessment, analysis, and practice. *Journal of Counseling & Development*, 82: 354-364. <https://doi.org/10.1002/j.1556-6678.2004.tb00321.x>
- 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>.
- Hills, P., & Argyle, M. (2002). The Oxford Happiness Questionnaire: a compact scale for the measurement of psychological well-being. *Personality and individual differences*, 33(7), 1073-1082. [http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869\(01\)00213-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00213-6)
- Hinkin, T. R. (1995). A review of scale development practices in the study of organizations. *Journal of Management*, 21(5), 967-988. <https://doi.org/10.1177/014920639502100509>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60. <https://doi.org/10.21427/D7CF7R>
- Hoyle, R. H., (2012). the structural equation modeling approach: basic concepts and fundamental issues. structural equation modeling: concepts, issues, and applications (Editor :R. H. Hoyle), Sage Publications, Newbury Park, CA..1.
- Hu, L., & 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, 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huberman, M. (1995). Network that alter teaching: conceptualizations, exchanges and experiments. [https://jorluiseptor.github.io/EQUIP1/supplemental_docs/PLC/Huberman,%20M.%20\(1995\).%20Networks%20That%20Alter%20Teaching..pdf](https://jorluiseptor.github.io/EQUIP1/supplemental_docs/PLC/Huberman,%20M.%20(1995).%20Networks%20That%20Alter%20Teaching..pdf)
- Huck, S. W. (2012). *Reading statistics and research* (6. baskı). Boston: Pearson
- Hutcheson, G. D., & Sofroniou, N. (1999). *The multivariate social scientist: Introductory statistics using generalized linear models*. Sage publications. <https://scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2018798#:~:text=https%3A//doi.org/10.4135/9780857028075>
- Ingersoll, R. M. (2012). Beginning Teacher Induction What the Data Tell Us. *Phi Delta Kappan*, 93(8), 47-51. <https://doi.org/10.1177/003172171209300811>

- James, L., Mulaik, S. and Brett, J. (1982) *Causal Analysis: Assumptions, Models, and Data*. Sage Publications, Beverly Hills
- Jeong, J. (2004). Analysis of the factors and the roles of HRD in organizational learning styles as identified by key informants at selected corporations in The Republic of Korea. [Unpublished Doctorate Dissertation], Texas. <https://core.ac.uk/download/pdf/4269353.pdf>
- Johnson, R.A., & Wichern, D.W. (2002). *Applied multivariate statistical analysis*. Upper Saddle River.
- Joshanloo, M. (2013). The influence of fear of happiness beliefs on responses to the satisfaction with life scale. *Personality and Individual Differences*, 54(5), 647–651. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.11.011>
- Joubert, C. E. (1992). Happiness, time consciousness, and subjective life expectancy. *Perceptual and Motor Skills*, 74, 649–650. <https://doi.org/10.2466/pms.1992.74.2.649>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language. Scientific Software International; Lawrence Erlbaum Associates, Inc. <https://www.scribd.com/document/72531790/Joreskog-Sorbom-LISREL-8-Structural-Equation-Modeling-With-Simplis-Command-Language-1998-iki1psl>
- Kahraman, G. & Arastaman, G. (2022). Okul müdürlerinin dönüştürücü liderliği ile öğretmenlerin öznel iyi oluşları arasındaki ilişki: Korelasyonel bir çalışma. *e- Kafkas Eğitim Araştırmaları Dergisi*, 9, 564-580. <https://doi.org/10.30900/kafkasegt.1016859>
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Kaiser, H. F. (1970). A second-generation Little Jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415.
- Kaiser, H.F. (1974). An Index of Factorial Simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>.
- Karasar, N. (2014). *Bilimsel araştırma yöntemi*. Nobel Yayın Dağıtım Ltd. Şti.
- Kayabaşı, Y. (2008). Bazı değişkenler açısından öğretmenlerin mesleki tükenmişlik düzeyleri. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 20, 191-212. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/manassosyal/issue/49934/639891>
- Keyes, C. L., Shmotkin, D. & Ryff, C. D. (2002). Optimizing well-being: The Empirical encounter of two traditions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(6), 1007-1022. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.82.6.1007>
- Kline, P. (1994). *An easy guide to factor analysis*. London: Routledge.
- Kline, P. (2000). *The Handbook of psychological testing*. Routledge. <https://books.google.com.pe/books?id=lm2RxaKaok8C&printsec=frontcover#v=onepage&q=ferguson&f=false>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd Edition). The Guilford Press. New York.
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel psychology*, 28(4), 563-575. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>

- Liu, W., Tian, L., Huebner, E. S., Zheng, X., & Li, Z. (2015). Preliminary development of the elementary school students' subjective well-being in school scale. *Social Indicators Research, 120*(3), 917-937. <http://dx.doi.org/10.1007/s11205-014-0614-x>
- Longo, Y., Coyne, I. & Joseph, S. (2018). Development of the short version of the scales of general well-being: The 14-item SGWB. *Personality and Individual Differences, 124*, 31–34. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.11.042>
- Lucas, R. E., Diener, E., & Suh, E. (1996). Discriminant validity of well-being measures. *Journal of Personality and Social Psychology, 71*(3), 616–628. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.71.3.616>
- Lyubomirsky, S., & Lepper, H. S. (1999). A measure of subjective happiness: Preliminary reliability and construct validation. *Social Indicators Research, 46*(2), 137–155. <https://doi.org/10.1023/A:1006824100041>
- Lyubomirsky, S. (2001). Why are some people happier than others: the role of cognitive and motivational processes in well-being. *American Psychologist, 56*(3), 239-249. <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.56.3.239>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika, 57*, 519-530. <https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
- Mardia, K. V. (1985). *Mardia's test of multinormality*. In S. Kotz & N. L. Johnson (Eds.), *Encyclopedia of statistical sciences*, Vol. 5(pp. 217–221). Wiley.
- Maslach, C., Jackson, S. E., & Leiter, M. P. (1996). *Maslach burnout inventory manual* (3rd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press. <http://dx.doi.org/10.1002/job.4030020205>
- Maslach, C., & Leiter, M. P. (2017). Understanding burnout: New models. In C. L. Cooper & J. C. Quick (Eds.), *The handbook of stress and health: A guide to research and practice* (pp. 36–56). Wiley Blackwell. <https://doi.org/10.1002/9781118993811.ch3>
- Mayers, A. (2013). *Introduction to Statistics and SPSS in Psychology* (1st ed.). Pearson. Retrieved from <https://www.perlego.com/book/811948/introduction-to-statistics-and-spss-in-psychology-pdf>
- Millî Eğitim Bakanlığı MEB (2023). Millî eğitim istatistikleri örgün eğitim 2022/2023, Millî Eğitim Bakanlığı. <https://sgb.meb.gov.tr/www/mill-egitim-istatistikleri-orgun-egitim-20222023/icerik/508>
- Mechelke, K. K. (2021). Strengthening teachers' relationship-building skills: A single qualitative case study of a one-day enneagram training [Dissertations & Theses] Global.
- Menard, S. (1995). *Applied logistic regression analysis* (Sage university paper series on quantitative application in the social sciences, series no. 106) (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Myers, D. G. & Diener, E. (1995). Who is Happy? *Psychological Science, 6*, 10–19. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1111/j.1467-9280.1995.tb00298.x>
- Myers, D. G. (2000). The funds, friends, and faith of happy people. *American Psychologist, 55*(1), 56–67. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.56>
- Noddings, N. (2003) *Happiness and Education*. New York: Cambridge University Press. <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511499920>

- Özdamar, K., Odabaşı, Y., Hoşcan, Y., Bir, A. A., Kırcaali-İftar, G., Özmen, A. & Uzuner, Y. (1999). Sosyal Bilimlerde Araştırma Yöntemleri. Anadolu Üniversitesi Yayınları. <https://odabashuseyin.wordpress.com/wp-content/uploads/2011/04/sosyal-bilimlerde-arac59ftc4b1rma-yc3b6ntemleri-e-kitap-ac3a7c4b1kc3b6c49fretim-fakc3bcltesi.pdf>
- Pallant, J. (2016). *SPSS Survival manual: A step by step guide to data analysis using IBM SPSS* (6th Edition). Berkshire: Open University Press.
- Park, N. (2004). The role of subjective well-being in positive youth development. *The Annals of The American Academy Of Political And Social Science*, 591(1), 25-39. <https://doi.org/10.1177/0002716203260078>
- Park, H.S., Dailey, R., & Lemus, D. (2002). The use of exploratory factor analysis and principal components analysis in communication research. *Human Communication Research*, 28(4), 562-577. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2958.2002.tb00824.x>
- Pavot, W., & Diener, E. (2008). The Satisfaction With Life Scale and the emerging construct of life satisfaction. *The Journal of Positive Psychology*, 3(2), 137–152. <https://doi.org/10.1080/17439760701756946>
- Pavot, W., Diener, E. D., Colvin, C. R., & Sandvik, E. (1991). Further validation of the satisfaction with life scale: Evidence for the cross-method convergence of well-being measures. *Journal of personality assessment*, 57(1), 149-161. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5701_17.
- Pedhazur, E. J., & Schmelkin, L. P. (1991). Measurement, design, and analysis: An integrated approach (Student ed.). Lawrence Erlbaum Associates, Inc. <https://doi.org/10.4324/9780203726389>
- Peterson, R. A. (1994). A meta-analysis of Cronbach's coefficient alpha. *Journal of Consumer Research*, 21(2), 381-391.
- Proctor C, Linley PA, Maltby J (2009). Youth life satisfaction: a review of the literature. *Journal of Happiness Studies*. 10, 583–630. <https://link.springer.com/article/10.1007/s10902-00891109#citeas~:text=DOI,https%3A//doi.org/10.1007/s10902%2D008%2D9110%2D9,Share%20this%20article>
- Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21, 173–184.
- Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2012). Evaluation of validity and reliability for hierarchical scales using latent variable modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 19, 495–508.
- Raykov, T. & Marcoulides, G. A. (2006). A first course in structural equation modeling (2nd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Earlbaum.
- Renshaw, T. L. Long, A. C. J. ve Cook, C. R. (2015). Assessing teachers' positive psychological functioning at work: Development and validation of the teacher subjective wellbeing questionnaire. *School Psychology Quarterly*, 30, 289–306. <http://dx.doi.org/10.1037/spq0000112>
- Rubio, D. M., Berg-Weger, M., Tebb, S. S., Lee, E. S., & Rauch, S. (2003). Objectifying content validity: Conducting a content validity study in social work research. *Social Work Research*, 27(2), 94-104.

- Ryan, R. M., Huta, V., & Deci, E. L. (2008). Living well: A self-determination theory perspective on eudaimonia. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being*, 9(1), 139–170. <https://doi.org/10.1007/s10902-006-9023-4>
- 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. <https://doi.org/10.2466/pr0.1988.62.3.763>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8, 23–74. https://www.researchgate.net/publication/251060246_Evaluating_the_Fit_of_Structural_Equation_Models_Tests_of_Significance_and_Descriptive_Goodness-of-Fit_Measures
- Schmitt, N. (1996). *Uses and abuses of coefficient alpha*. *Psychological Assessment*, 8, 350–353.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling*. 3rd ed. New York. Taylor&Francis Group.
- Sedgwick, P. (2012) Pearson's Correlation Coefficient. *BMJ*, 345, e4483-e4483. <https://doi.org/10.1136/bmj.e4483>
- Shuttleworth, M. (2008) Case Study Research Design. <https://explorable.com/case-study-research-design>
- Skaalvik, E. M., & Skaalvik, S. (2011). Teacher job satisfaction and motivation to leave the teaching profession: Relations with school context, feeling of belonging, and emotional exhaustion. *Teaching and Teacher Education*, 27(6), 1029–1038. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2011.04.001>
- Spicer J. (2005). *Making sense of multivariate data analysis: An Intuitive approach*. SAGE.
- Spilt, J. L., Koomen, H. M. Y., & Thijs, J. T. (2011). Teacher wellbeing: The importance of teacher–student relationships. *Educational Psychology Review*, 23(4), 457–477. <https://doi.org/10.1007/s10648-011-9170-y>
- Stevens, J. P. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4th ed.). Erlbaum.
- Şencan, H. (2005). *Sosyal ve davranışsal ölçümlerde güvenilirlik ve geçerlilik*. Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6. edition). Allyn and Bacon. Pearson Education.
- Tavşancıl, E. (2014). *Tutumların ölçülmesi ve SPSS ile veri analizi*. (4. Baskı). Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. American Psychological Association.
- Tian, L. (2008). Developing scale for school well-being in adolescents. *Psychology Development and Education*, 24(3), 100-106. <https://www.jstor.org/stable/24721180>
- Tuzgöl-Dost, M. (2005). Öznel iyi oluş ölçeği'nin geliştirilmesi: geçerlik ve güvenilirlik çalışması. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi*, 3(23), 103-111. <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/200004>

- Tuzgöl-Dost, M. (2010). Güney Afrika ve Türkiye'deki üniversite öğrencilerinin bazı değişkenlere göre öznel iyi oluş ve yaşam doyumlarının incelenmesi. *Eğitim ve Bilim*, 35(158), 75-89. <https://search.trdizin.gov.tr/tr/yayin/detay/116281/>
- Türkdoğan, T., & Duru, E. (2012). Üniversite öğrencilerinde temel ihtiyaçların karşılanma düzeyinin bazı sosyo-demografik değişkenler açısından incelenmesi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 1(22), 199-223. <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/181353>
- Van Veen, K., Slegers, P., & Van de Ven, P. H. (2005). One teacher's identity, emotions, and commitment to change: A case study into the cognitive-affective processes of a secondary school teacher in the context of reforms. *Teaching and Teacher Education*, 21, 917-934. <http://dx.doi.org/10.1016/j.tate.2005.06.004>
- Veenhoven, R. (1994). Is happiness a trait? Tests of the theory that a better society does not make people any happier. *Social Indicators Research*, 32(2), 101-160. <https://doi.org/10.1007/BF01078732>
- Veldman, I., van Tartwijk, J., Brekelmans, M. & Wubbels, T. (2013), Job satisfaction and teacher- student relationships across the teaching career: Four case studies, *Teach. Teach. Educ.* 32 (2013) 55-65, <https://doi.org/10.1016/j.tate.2013.01.005>.
- Veneziano L. ve Hooper J. (1997). "A method for quantifying content validity of health-related questionnaires". *American Journal of Health Behavior*, 21(1):67-70.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with non-normal variables. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Yaşlıoğlu, M. M. (2017). Sosyal bilimlerde faktör analizi ve geçerlik: keşfedici ve doğrulayıcı faktör analizlerinin kullanılması. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, Özel Sayı, (46), 74-85 <https://dergipark.org.tr/tr/pub/iuisletme/issue/32177/357061>
- Yılmaz E, Aslan H. (2016). Öğretmenlerin iş yerinde yalnızlıkları ve yaşam doyumları arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Pegem Eğitim ve Öğretim Dergisi*. 3(3):59-69. https://dergipark.org.tr/tr/pub/pegegog/issue/22581/241207#article_cite
- Yılmaz, V., & Celik, E.H. (2009). LISREL ile yapısal eşitlik modellemesi-I: Temel kavramlar, uygulamalar, programlama [Structural equation modeling with LISREL-I: Basic concepts, applications and programming]. Pegem Akademi
- Yılmaz, S. E., Yazıcı, N., & Yazıcı, H. (2014). Öğretmen ve yönetici öğretmenlerin tükenmişlik düzeylerinin incelenmesi. *Journal of Management and Economics Research*, 12(24), 135-157. <https://doi.org/10.11611/JMER357>
- Yurcu, G. (2014), Konaklama işletmelerinde çalışanların örgütsel vatandaşlık davranışlarının iş doyumunu ve öznel iyi oluşlarına etkisi. [Doktor Tezi]. Aydın: Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Zheng, X., Sang, D. L., & Lin, Q. (2004). Personality, cognitive and social orientations and subjective wellbeing among Chinese students. *Australian Psychologist*, 39(2), 166-171. <https://doi.org/10.1080/00050060410001701889>

EXTENDED ABSTRACT

Introduction

Educational leaders in many countries argue that happiness and education are closely linked. Happiness is a purpose of education and a good education can significantly contribute to personal and collective happiness (Noddings, 2003). From this perspective, it is understood that effective training will have an increasing effect on teachers' subjective well-being. Because measurements and contributions that will affect teachers' subjective well-being at school can serve as an important indicator of quality in education (Liu et al., 2015). Measurements and contributions that impact teachers' subjective well-being at school can serve as a crucial indicator of educational quality (Liu et al., 2015). School satisfaction indicates the frequency of feelings in school by expressing a teacher's subjective summary evaluation of school life using specific school life-related internal standards based on academic teaching and teacher-student relationships. Regarding all this relevant literature, it is argued that in the scale created by the researcher, the school relationship dimension is required to understand the relationship structure of teachers with their students and colleagues, and the professional satisfaction dimension is necessary to reveal their general emotions, their view of the future of the teacher profession, and their attitude towards the profession. In other words, teachers, due to their structure, have open spaces to be influenced by the environment and most social structures. The attitudes of many teachers in the teaching profession decrease due to the stressful difficulties and demands of the profession (Mechelke, 2021; Longo et al., 2018). It is questioned that teachers who have a negative perspective are deprived of achieving well-being orientations. At this point, the understanding that they need training that can increase and improve their subjective well-being arises. In this study, the aim of this study is to develop and validate a new subjective well-being question for teachers and to investigate the effect of subjective well-being on teachers. As a matter of fact, it is aimed to develop a valid and reliable effective measurement tool to determine the subjective well-being of teachers.

Method

The study group of the research consists of teachers working in public primary, secondary and high schools in Turkey in the 2023-2024 academic year. The sample of the research was determined using the simple random method. In this context, the study group consists of a total of 807 teachers whose data were obtained completely and completely. During the preparation of the scale, firstly the literature on subjective well-being was scanned and studies on teacher subjective well-being were examined in depth. Under this interaction and communication, and as a result of the literature review, an item pool of 28 items regarding these expressions was created. In line with the opinions and suggestions from experts, the Lawshe method was applied to ensure the content validity of the items created during the scale development process. In addition, the correlation of the created measurement tool with a separate study group is examined in order to reveal its status in relation to the previously validated and reliable criterion. Scale reliability is demonstrated through subsequent reliability studies. During the data collection process, it was collected through Google Forms, which is fast, reliable and advantageous in terms of ease of use. While analyzing the data in this study, content validity, face validity and construct validity were examined to ensure validity. The Content Validity Index was calculated to determine to what extent the items in the scale reflected the domain to be measured. Face validity, also known as face validity, was evaluated to determine the suitability of the expressions in the scale to the structure. Normal distribution of the data, Mardia's kurtosis values, Mahalanobis distances were analyzed. To test the construct validity of the scale, EFA, CFA, criterion-related validity and convergent/divergent validity analyzes were performed. The data obtained in EFA was analyzed using SPSS. For this purpose, whether the data were suitable for factor analysis was examined with the help of Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) value and Bartlett's sphericity test. Then, Confirmatory Factor Analysis was used to test

the accuracy of the resulting structure. AMOS statistical package program was used for CFA. Pearson Correlation Product values were examined to ensure criterion-related validity within the scope of validity. In addition, convergent and divergent validity analyzes were carried out by calculating the average variance value AVE, and this value, CR and Cronbach's Alpha value calculated within the framework of reliability analyses, item total correlation, test splitting method, 27% lower-upper group method, Ferguson delta coefficient values were calculated.

Results and Conclusion

In this study, the aim of this study is to develop and validate a new subjective well-being question for teachers and to investigate the effect of subjective well-being on teachers. For this purpose, firstly, an item pool was created for the scale. The opinions of 10 experts were taken to evaluate the content validity of the statements in the item pool. Then, the items were calculated using the Lawshe technique. At this stage, 13 items were excluded from the scale. A draft form with 18 items was created by adding three items in line with expert opinions. Then, EFA was performed to determine the factor structure of the scale and CFA was performed to determine construct validity. EFA was conducted based on the Principal Factor Analysis (PFA) method. (Tabachnick & Fidell, 2013). As a result of the analyses, a scale consisting of 13 items consisting of two factors was obtained. The obtained dimensions are in accordance with the item contents; It was named as school engagement and job satisfaction. It is seen that the factor loadings of the 18 items in the scale vary between .55 and .97 as a result of direct oblimin rotation. The two-factor structure obtained as a result of EFA was confirmed with CFA. As a result of the analysis, it was seen that two factors explained 67.04% of the total variance. As a result of CFA, CMIN/df value (1.50), RMSEA value (.04), RMR value (.05), CFI value (.95), IFI value (.95) were found, indicating perfect fit. The scale's GFI value (.93), AGFI value (.90) and TLI (NNFI) value (.94) are within the range of good fit values. Additionally, the values of PNFI (.68), PCFI (.74) and PGFI (.62) indicate perfect fit. After this stage, since the scale had fewer than three factors, second-level factor analysis was not examined among its factors. When the Cronbach Alpha values for the sub-dimensions and the entire scale were examined, it was determined that these values were .95 for the "School commitment" dimension, .94 for the "Professional satisfaction" dimension, and .96 for the entire scale. According to these findings, it was concluded that the measurement tool developed within the scope of the research was reliable. The composite reliability coefficient was found to be .98 and the Ferguson Delta coefficient was .92. The analysis results showed that the explained variance (AVE=.794) was above .50, indicating that convergent validity was achieved for all dimensions. The maximum shared variance (MSV=.47) value required to ensure discriminant validity is less than the AVE value, and the average shared variance (ASV=.47) value is also less than the AVE value. The square root of the AVE values is greater than the interconstruct values, indicating that discriminant validity is achieved. It was determined that the item-total correlation coefficients of the scale ranged between .69 and .84 and that each scale item was related to the entire scale and also had distinctiveness. As a result of the split-half test method, it was determined that there was a strong positive relationship between the participants' answers to the two halves of the scale. As a result of the upper and lower 27% group method, it was determined that the discrimination of the scale and each of its items was high. As a result of these reliability and validity analyses, the Teacher Subjective Well-Being Scale, consisting of two factors and 13 items, was prepared in a 5-point Likert type. According to the findings, it was concluded that the Teacher Subjective Well-Being Scale, developed to determine the subjective well-being levels of teachers, is a valid and reliable measurement tool.