

Algılanan Örgütsel Kariyer Desteği Ölçeğinin Geliştirilmesi: Geçerlik ve Güvenirlilik Çalışması*

Development of the Perceived Organizational Career Support Scale: Validity and Reliability Study

Çiğdem Ayanoglu¹, Gökhan Arastaman²

¹Sorumlu Yazar, Doktora Öğrencisi, Hacettepe Üniversitesi, cigdemayanoglu@hotmail.com ,
(<https://orcid.org/0000-0002-2117-0872>)

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

Geliş Tarihi: 26.10.2024

Kabul Tarihi: 10.02.2025

ÖZ

Bu araştırmada öğretmenlerin örgütsel kariyer desteğine ilişkin algılarını ölçmeye yönelik geçerli ve güvenilir bir ölçek geliştirilmesi amaçlanmıştır. Araştırma, 2023-2024 eğitim öğretim yılında Türkiye’de resmi okullarda görev yapan basit tesadüfi örnekleme yöntemiyle belirlenen toplam 809 öğretmenden oluşan üç farklı örneklem grubu ile yürütülmüştür. Araştırma kapsamında oluşturulan madde havuzunun kapsam ve yüzey geçerliğinin test edilmesiyle oluşturulan taslak ölçeğin yapı geçerliği için AFA, DFA, yakınsama geçerliği ve ölçüt bağımlı geçerlik analizleri; güvenirliliği için ise Cronbach Alpha katsayısının, birleşik güvenirlilik değerinin, madde-toplam puan korelasyon katsayılarının ve Ferguson Delta katsayısının hesaplanması ile test yarılama yöntemi ve alt-üst %27’lik grup yöntemi kullanılmıştır. AFA sonucunda toplam varyansın %76.95’ini açıklayan 10 madde ve tek boyuttan oluşan bir ölçek elde edilmiştir. DFA sonuçlarına göre yapının iyi uyum değerlerine sahip olduğu belirlenmiştir. Ölçüt bağımlı geçerlik analizi sonucunda ölçeğin ölçüt-bağımlı geçerliğe sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Ölçeğin Cronbach Alfa katsayısı .97, bileşik güvenirlilik katsayısı .98 ve Ferguson Delta katsayısı .98 olarak tespit edilmiştir. Ölçeğe ilişkin madde-toplam korelasyon değerlerinin incelenmesiyle her bir ölçek maddesinin ölçeğin tamamı ile ilişkili olduğu, aynı yapıyı ölçtüğü ve aynı zamanda ayırt ediciliğe sahip olduğu anlaşılmıştır. AVE değerinin .81, CR değerinin ve Cronbach Alfa katsayısının AVE değerinden büyük olduğu tespit edildiğinden ölçeğin yakınsak geçerliği sağladığı 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. Elde edilen bulgulara göre, öğretmenlerin örgütsel kariyer desteğine ilişkin algılarını ölçmeye yönelik geliştirilen “Algılanan Örgütsel Kariyer Desteği Ölçeği”nin geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu sonucuna varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Kariyer, örgütsel kariyer desteği, algılanan örgütsel kariyer desteği, ölçek geliştirme, geçerlik ve güvenirlilik.

ABSTRACT

This study aimed to develop a valid and reliable scale to measure teachers' perceptions of organizational career support. The research was conducted with three different sample groups consisting of a total of 809 teachers working in public schools in Turkey in the 2023-2024 academic year, determined by simple

* Bu çalışma 1. yazarın doktora tezinden üretilmiştir.

random sampling method. EFA, CFA, convergent validity and criterion-related validity analyses were used for the construct validity of the draft scale, which was created by testing the content and face validity of the item pool created within the scope of the research; and for its reliability, the test half method and the lower-upper 27% group method were used by calculating the Cronbach's Alpha coefficient, composite reliability value, item-total score correlation coefficients and Ferguson Delta coefficient. As a result of the EFA, a scale consisting of 10 items and a single dimension explaining 76.95% of the total variance was obtained. According to the CFA results, it was determined that the structure had good fit values. As a result of the criterion-related validity analysis, it was concluded that the scale had criterion-related validity. The Cronbach Alpha coefficient of the scale was determined as .97, the composite reliability coefficient as .98 and the Ferguson Delta coefficient as .98. By examining the item-total correlation values of the scale, it was understood that each scale item was related to the entire scale, measured the same structure and also had discrimination. Since the AVE value was determined to be .81, the CR value and the Cronbach Alpha coefficient were determined to be greater than the AVE value, it was determined that the scale provided convergent validity. As a result of the test halving method, it was determined that there was a strong positive relationship between the responses of the participants to the two halves of the scale; as a result of the lower-upper 27% group method, it was determined that the scale and each item had high discrimination. According to the findings, it was concluded that the "Perceived Organizational Career Support Scale" developed to measure teachers' perceptions of organizational career support is a valid and reliable measurement tool.

Keywords: Career, organizational career support, perceived organizational career support, scale development, validity and reliability.

GİRİŞ

Eğitim örgütlerinde motive olmuş, yetenekli ve ilgili bir iş gücüne sahip öğretmen tutum ve davranışlarının öncüllerini anlama ve analiz etme çabaları giderek daha kritik hale gelmektedir. Son yıllarda öğretmen kariyer gelişimi öğretmen tutum ve davranışlarını etkileyen önemli bir etken olarak karşımıza çıkmaktadır. Öğretmen kariyer gelişimi öğretmenlerin motivasyonları, performansları, iş tatminleri, verimliliği, öğretim kalitesi ve öğrencilerin performansı gibi iş özellikleriyle bağlantılıdır (Alemu, 2024; Garcia & Weiss, 2019). Çalışan üretkenliğini korumak ve çalışanları her zaman en iyi çabayı göstermeye teşvik etmek ve örgüt performansını düşüren iş kaynaklı stresi önlemek için örgütler çalışanların kariyer gelişimlerini desteklemelidir (Lingga vd., 2022; Siswanto vd., 2023). Örgütlerin çalışanlarının kariyer ihtiyaçları ile ilgilenmesi, çalışanların kariyer gelişimlerine ilişkin uygulamalar, programlar ve politikalar geliştirmesi örgütsel kariyer desteği olarak tanımlanmaktadır (Thomas & Ganster, 1995). Eğitim örgütlerinden alınan kariyer desteği, öğretmenlerin mesleki gelişimini artırır, aynı zamanda motivasyonlarını, iş tatminlerini, bağlılıklarını ve performanslarını olumlu yönde etkiler (Luturmas vd., 2022; Siswanto vd., 2023).

Örgütsel kariyer desteği algısı, çalışanların örgütlerinin kariyer ihtiyaçlarını ne ölçüde önemsendiği ve karşıladığına dair geliştirdiği genel bir algıdır (Kraimer & Wayne, 2004). Okulların, eğitim liderlerinin ve politika yapıcılarının öğretmenlerin kariyerleri ile ilgili ihtiyaçlarını ne derece karşıladığının değerlendirilmesi önemlidir. Nitekim bu algı güçlü bir motivasyon kaynağıdır (Luturmas vd., 2022). Kariyer hedeflerine ulaşan kişilerin mutlu olması, kendini değerli hissetmesi, örgütsel bağlılık düzeyi ve iş tatmini artmış üretken çalışanlar olması beklenir (Inandı vd., 2022). İşlerine ve örgütlerine karşı tutumları üzerindeki etkisi nedeniyle çalışanların örgütsel destek konusundaki algıları üzerine yapılan araştırmalar son yıllarda önemli ölçüde artmıştır (Eisenberger vd., 2020). Alanyazın incelendiğinde çalışanların örgütsel destek algılarını belirlemek amacıyla ölçme araçlarının geliştirildiği görülmüştür. Ancak alanyazında algılanan örgütsel kariyer desteğine ilişkin ölçme araçlarının eksikliği dikkat çekmektedir. Bu nedenle algılanan örgütsel destek ve bu algının çalışan tutum ve davranışları üzerindeki etkisine ilişkin yapılan araştırmalarda çalışanların örgütsel destek algılarını belirlemek amacıyla geliştirilen ölçme araçları incelenmiştir. Bu ölçme araçları Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1*Algılanan Örgütsel Destek ile ilgili Geliştirilen Ölçekler*

Araştırmacılar	Ölçeğin Boyutları	Araştırmanın Örneklemi
Meyer (2016)	Algılanan Örgütsel Destek (Tek Boyut)	Şirket Çalışanları
Rozaini vd. (2015)	Algılanan Destek Araçları, Algılanan Destekten Sapmalar	Sigorta Şirketi Çalışanları
Derinbay (2011)	Öğretimsel Destek, Yönetimsel Destek Adalet	Öğretmen
Nayır (2011)	Örgütsel Adalet, Yönetim Desteği, Örgütsel Ödüller ve İş Koşulları	İlköğretim Öğretmenleri
Pazy (2011)	Örgütsel Destek, Yönetimsel Destek	Yöneticiler
Gül (2010)	Algılanan Örgütsel Destek (Tek Boyut)	Öğretmen
Kalağan (2009)	Görev Dağılımı, Akademik Danışmanlık, Gelişme Fırsatı, Etkileşim	Araştırma Görevlileri
Graafland ve Rutten (2004)	İş İçeriği, Yönetim ve Karar Verme, İş Arkadaşları, Gelecek Fırsatları, Ödüller, Sağlık ve Güvenlik	İnşaat Firması Çalışanları
Kraimer ve Wayne (2004)	Algılanan Örgütsel Destek-Uyum, Algılanan Örgütsel Destek-Kariyer, Algılanan Örgütsel Destek-Finansal	Hemşireler
Yoshimura (2003)	Algılanan Örgütsel Destek (Tek Boyut)	Mühendislik Firması Çalışanları
Eisenberger vd. (1986)	Prosedürel Adalet, Yönetici Desteği, Ödüller ve İş Koşulları	Sekreter, Büro Çalışanları, Muhasebeci, Öğretmen

Tablo 1’de çalışanların örgütsel destek algılarını belirlemek amacıyla geliştirilen ölçme araçlarına ilişkin yapılan çalışmalarda algılanan örgütsel desteğin farklı boyutlarla ele alındığı ve çalışmaların öğretmen, yönetici, araştırma görevlisi, hemşire, mühendislik firması çalışanları, sekreter, büro çalışanları ve muhasebeci gibi birçok farklı örneklem grubu ile gerçekleştirildiği görülmektedir. Eisenberger vd. (1986) tarafından geliştirilen “Algılanan Örgütsel Destek Ölçeği” alanyazında en çok kullanılan ölçektir (Hafstad, 2024). Ölçek, Rhoades ve Eisenberger (2002) tarafından tek boyutlu 8 madde olarak sadeleştirilmiştir. Sekiz maddelik form birçok çalışmada kullanılmıştır (Aydın, 2018; Mageshkumar, 2016; Kaya, 2012; Theodoros vd., 2021; Woo & Chelladura, 2012). Ölçeğin 36 maddelik orijinal formu araştırmacılar tarafından 17, 10, 9, 6 ve 5 maddelik formlar şeklinde de kullanılmıştır (Akkoç vd., 2012; Armstrong-Stassen, 2009; Yokuş, 2006; Zaro, 2018).

Alanyazında yapılan araştırmalar gelişim fırsatları sağlamaya yönelik örgütsel uygulamaların algılanan örgütsel destek ile ilişkili olduğunu raporlamıştır (Kraimer & Wayne, 2004). Bu nedenle mevcut çalışmada çalışanların kariyer gelişimlerine ilişkin örgütsel destek algılarının belirlenmesine yönelik bir ölçek geliştirilmesi amaçlanmıştır. Kariyer gelişimine yönelik örgütsel destek algısı, alanyazındaki ölçeklerden Kalağan’ın (2009) “Algılanan Örgütsel Destek Ölçeği”nin bir boyutu olarak “Gelişme Fırsatı”, Kraimer ve Wayne’in (2004) geliştirdiği “Algılanan Örgütsel Destek Ölçeği”nin bir boyutu olarak “Algılanan Örgütsel Destek-Kariyer” şeklinde ele alınmıştır. Bu çalışmada önceki çalışmalardan farklı olarak çalışanların örgütsel kariyer desteği algılarını belirlemek amacıyla kapsamlı bir ölçek geliştirilmesi amaçlanmıştır. Algılanan Örgütsel Kariyer Desteği Ölçeğinin geliştirilmesi çalışanların gelişme ihtiyaçlarına yönelik örgütsel stratejilerin oluşturulması, kariyer gelişimlerine atıfta buldukları örgüt politika, norm ve eylemler ya da uygulamalara ilişkin örgütsel destek algısına ilişkin öncüller hakkında bilgi verebilir. Böylece örgütlere çalışanlarının kariyer gelişimlerine ilişkin uygun müdahaleler konusunda öngörü sağlanabilir. Rhoades ve Eisenberger (2002) çalışanların olumlu örgütsel destek algılarını koruyabilmek için örgütlerin uyguladıkları politika ve uygulamalara önem vermeleri gerektiğini ifade eder. Ayrıca çalışma kariyer alanını algılanan örgütsel destek ile bütünleştirerek kariyer alanyazına katkı sunabilir; kariyer gelişimine yönelik desteğin iş

tutum ve davranışlarını şekillendirmedeki rolü ve örgütsel performansa etkilerine ilişkin yapılacak çalışmalar için araştırmacılara çağrıda bulunabilir.

KAVRAMSAL ÇERÇEVE

2.1. Algılanan Örgütsel Kariyer Desteği

Kariyer kavramı ilk kez 1937 yılında Amerikalı sosyolog Hughes tarafından tanımlanmış, daha sonraki yıllarda Roe (1957), Super (1957), Tiedeman ve O'Hara (1963) ile Holland (1966) tarafından yapılan çalışmalarda kuramsal olarak ele alınmaya başlanmıştır (Wilkinson vd., 2001). Alanyazında kariyer kavramının bireyin zaman içerisinde edindiği iş deneyimleri dizisi (Arthur vd., 1989; Hirsh vd., 1995), iş deneyimlerinden oluşan gelişim süreci (Bird, 1994), bir iş ya da meslek içerisindeki yeri, konumu, statüsü ve yükselen başarısı (Hall, 1996) şeklinde farklı tanımları mevcuttur. Bu tanımlardan hareketle geniş bir bakış açısıyla bakılırsa kariyer kavramı mesleki anlamda gelişmeyi ve ilerlemeyi ifade eder.

Örgütlerin çalışanlarının kariyer ihtiyaçları ile ilgilenmesi, çalışanların kariyer gelişimlerine ilişkin uygulamalar, programlar ve politikalar geliştirmesi örgütsel kariyer desteği olarak tanımlanmaktadır (Thomas & Ganster, 1995). Örgütsel kariyer desteği algısı ise çalışanların örgütlerinin kariyer ihtiyaçlarını ne ölçüde önemsendiği ve karşıladığına dair geliştirdiği genel bir algıdır (Kraimer & Wayne, 2004). Kraimer ve Wayne (2004) algılanan kariyer desteğini algılanan örgütsel desteğin bir boyutu olarak ele alır. Çalışanların kariyer hedeflerini ve gelişim ihtiyaçlarının örgütsel politika ve uygulamalar yoluyla geliştirilebileceği kabul edilmektedir (Naeem vd., 2019). Bu algı çalışanın kendi kariyer beklentisi ile ona sunulan kariyer fırsatlarının örtüşmesini deneyimlemesi ile ilgilidir. Kariyer planlaması, kariyer odaklı performans değerlendirme sistemi ve kariyer gelişimine ilişkin gerçekleştirilen seminer ve kurs gibi örgütsel uygulamalar kariyer desteği olarak algılanabilir (Kraimer & Wayne, 2004).

Kariyer ihtiyaçlarının önemsendiğini düşünen çalışanların örgütsel kariyer desteği algıları yüksek olabilecektir. Çünkü örgütün çalışanlarının işinde ilerleme ve gelişme ihtiyaçlarına karşı duyarlı olması örgütsel destek algısını güçlendirir (Palmer, 1993). Çalışanlar potansiyellerini artırma ve yeteneklerini geliştirme ihtiyacı duyarlar (Aube vd., 2007). Bu ihtiyacı karşılamaya yönelik çalışanlara kişisel gelişimleri için fırsatlar sunularak örgütsel destek sağlanmalıdır (Krishnan & Mary, 2012). Van den Broeck vd.'ye (2008) göre algılanan destek, temel insan ihtiyaçlarını karşılayan bir motivasyon kaynağı olarak çalışır.

Kraimer vd. (2011) tarafından yapılan çalışmada çalışanların gelişimlerinin örgütleri tarafından desteklenmesi ile iş performansı arasında pozitif yönde anlamlı bir ilişki olduğu belirlenmiştir. Bu ilişkiyi Alderfer'in (1972) ERG Kuramının bir boyutu olan gelişme ihtiyacının karşılanmasına ilişkin motivasyon ile beceri ve yeteneklerin artması sonucu oluşan iş performansı açıklamaktadır. Gelişim desteği, çalışanların beceri ve yeterliliklerini artıran gelişim faaliyetlerine yol açarak iş performanslarını artırmaktadır (Kozlowski & Farr, 1988). Öte yandan Blau'nun (1964) Sosyal Değişim Kuramına göre örgütün çalışana sunduğu kariyer geliştirme fırsatları çalışan için bir yükümlülük oluşturur. Bu yükümlülük örgüte fayda sağlamak için çalışanın gönüllü olmasını sağlayacak ve böylece iş performansı artacaktır (Crawshaw vd., 2012). Gouldner'in (1960) Karşılıklılık Kuramına göre de kendilerine kariyer gelişim fırsatı sunulması, örgütlerine karşı sorumluluk hisseden çalışanlar ortaya çıkarmaktadır (Eisenberger vd., 2001; Lynch vd., 1999). Bu sorumluluk duygusuyla kendilerini geliştirme ihtiyacı hisseden çalışanlar işlerinde yüksek bir performans sergilemeye istekli olurlar (Eisenberger vd., 2001; Rhoades & Eisenberger 2002). Maurer ve Lippstreu'nun (2008) araştırma sonuçları da çalışanların gelişim desteğine artan sadakatle karşılık verdiğini öne süren Sosyal Değişim Kuramına işaret eder. Çalışanların gelişimlerine verilen destek örgütlerinin kendilerini önemli kaynaklar olarak gördükleri yönündeki çalışan algılarını artırır (Aguinis & Kraiger, 2009). Meng (2009)

çalışmasında eğitim ve gelişim uygulamalarının ve kariyer fırsatlarının sunulmasına ilişkin örgütsel desteğin çalışanların iş tatmini algıları açısından önemli olduğu sonucuna varmıştır. Poon (2013) algılanan kariyer desteği ile işe bağlılık arasında pozitif yönde anlamlı bir ilişki olduğunu öne sürmüştür. Ayrıca algılanan örgütsel destek çalışanların kariyer tatminini artırmaktadır (Armstrong-Stassen & Ursel, 2009). Eisenberger vd. (2016) çalışanların örgütsel destek algılarını yükseltmek için örgütlerin sadece yapmak zorunda oldukları ile kalmayıp çalışanlar için eğitim imkanları, emeklilik programları, kişisel projeler gibi destekleyici hizmetler sunmaları ve kariyer hedefleri belirlemelerini önermektedir.

YÖNTEM

Araştırma, öğretmenlerin örgütsel kariyer desteğine ilişkin algılarını betimlemeyi amaçlayan nicel araştırma yöntemi ile gerçekleştirilen “Algılanan Örgütsel Kariyer Desteği” ölçeğini geliştirme sürecinden oluşmaktadır. Ölçeğin geliştirilmesinde DeVellis’in (2017) önerdiği ölçek geliştirme aşamalarına ilişkin süreç takip edilmiştir. Bu süreç madde havuzunun oluşturulması, kapsam geçerliği çalışmaları, yüzey geçerliği çalışmaları, yapı geçerliği çalışmaları, güvenirlik çalışmaları ile ölçeğe son şeklinin verilmesi ve puanlanması aşamalarından oluşmaktadır.

3. 1. Araştırmanın Örneklemi

Araştırma 2023-2024 eğitim öğretim yılında Türkiye’de resmi ilkökul, ortaokul ve liselerde görev yapan öğretmenler ile yürütülmüştür. Araştırma örnekleminin belirlenmesinde basit tesadüfi örnekleme yöntemi benimsenmiştir. Toplam 809 katılımcıdan veri toplanmıştır. Ölçek geliştirme çalışması kapsamında ölçeğin yapısı açılımlayıcı faktör analizi (AFA) ile incelendiğinden örneklem büyüklüğünün uygunluğu için yeterli sayıda katılımcıya ulaşılmaya çalışılmıştır. Araştırmanın birinci örneklem grubunu oluşturan 320 katılımcıdan elde edilen veriler ile AFA gerçekleştirilmiştir. Bu sayı ölçekte yer alan madde sayısının 20 katından fazladır. Tabachnick ve Fidell (2012) ölçek geliştirme çalışmalarında örneklem büyüklüğünün yeterliliğinin önemli olduğunu belirtmiştir. Örneklem grubunun yetersizliği maddeler arası kovaryans örüntüsünün kararlı olmamasına, yanı sıra örneklemin evreni temsil etmemesine neden olabilir (DeVellis, 2017). Gorush (1983) madde sayısının 15 katı oranında katılımcıya ulaşılmasıyla iyi sonuçlar elde edilebileceğini ifade etmiştir. DFA için 310 katılımcıdan veri toplanmıştır. Bu katılımcılar araştırmanın ikinci örneklem grubunu oluşturmaktadır. DFA için Worthington ve Whittaker (2006) 300’den fazla; Mitchell (2001) madde sayısının 10-20 katı örneklem ile çalışılması önermiştir. Yanı sıra alanyazında normallik varsayımını sağlamayan veriler için örneklemin 250’den büyük olması gerektiğini raporlayan araştırmalar mevcuttur (Hu & Bentler, 1999; Yu & Muthén, 2002). Araştırmada hem AFA hem de DFA için örneklem grubunun yeterli büyüklükte olduğu görülmüştür. AFA ve DFA’nın uygulanacağı örneklemle ilgili alanyazındaki genel görüş, bu iki analizin farklı örneklemle uygulanması yönündedir (Fabrigar vd., 1999; Schumacker & Lomax, 2010). Bu nedenle araştırmada AFA ve DFA farklı örneklem grupları ile gerçekleştirilmiştir. Ölçeğin yapı geçerliği kapsamında gerçekleştirilen ölçüt bağıntılı geçerlik analizi için ise 179 katılımcıdan veri toplanmıştır. Araştırmaya katılan öğretmenlere ilişkin demografik bilgiler Tablo 2’de sunulmuştur.

Birinci örneklem grubunda 320 öğretmen ile çalışılmıştır. Elde edilen veriler AFA için kullanılmıştır. Katılımcıların %51.2’si (n=164) kadın, %48.8’i ise (n=156) erkek; %82.5’i (n=264) evli ve %17.5’i (n=56) bekarıdır. Öğretmenlerin %69.4’ü (n=222) lisans, %29.1’i (n=93) yüksek lisans ve %1.5’i ise (n=5) doktora eğitimi mezunudur. Öğretmenlerden %2.8’i (n=9) 1-4 yıl, %7.5’i (n=24) 5-8 yıl, %10.9’u (n=35) 9-12 yıl, %11.3’ü (n=36) 13-16 yıl, %14.7’si (n=47) 17-20 yıl ve %52.8’i (n=169) 21 yıl ve üzeri kıdeme sahiptir. Öğretmenlerin %27.5’i (n=88) öğretmen, %64.1’i (n=205) uzman öğretmen ve %8.4’ü (n=27) başöğretmen kariyer unvanına sahiptir. Öğretmenlerin %4.7’si (n=15) anaokullarında, %41.3’ü (n=132) ilkökullarda, %23.1’i

(n=74) ortaokullarda ve %30.9'u (n=99) liselerde görev yapmaktadır. Öğretmenlerden %35.3'ü (n=113) 0-3 yıldır, %20.6'sı (n=66) 4-6 yıldır, %12.5'i (n=40) 7-9 yıldır, %10'u (n=32) 10-12 yıldır ve %21.6'sı (n=69) 13 yıl ve üstü yıldır buldukları okulda görev yapmaktadır.

Tablo 2

Araştırmanın Örneklemine İlişkin Demografik Bilgiler

Değişken		Birinci Örneklem Grubu		İkinci Örneklem Grubu		Üçüncü Örneklem Grubu	
		f	%	f	%	f	%
Cinsiyet	Kadın	164	51.2	157	50.6	92	51.4
	Erkek	156	48.8	153	49.4	87	48.6
Medeni Durum	Evli	264	82.5	256	82.6	151	84.4
	Bekar	56	17.5	54	17.4	28	15.6
Eğitim Durumu	Lisans	222	69.4	212	68.4	124	69.3
	Yüksek Lisans	93	29.1	88	28.4	52	29
	Doktora	5	1.5	10	3.2	3	1.7
	1-4 yıl	9	2.8	9	2.9	3	1.7
	5-8 yıl	24	7.5	24	7.7	13	7.3
Mesleki Kıdem	9-12 yıl	35	10.9	34	11.0	19	10.6
	13-16 yıl	36	11.3	35	11.3	22	12.3
	17-20 yıl	47	14.7	45	14.5	27	15.1
	21 yıl ve üzeri	169	52.8	163	52.6	95	53
Öğretmenlik Kariyer Basamağı	Öğretmen	88	27.5	87	28.1	45	25.1
	Uzman Öğretmen	205	64.1	197	63.5	119	66.5
	Başöğretmen	27	8.4	26	8.4	15	8.4
Okul Türü	Anaokulu	15	4.7	15	4.8	9	5.1
	İlkokul	132	41.3	127	41.0	77	43.0
	Ortaokul	74	23.1	71	22.9	33	18.4
	Lise	99	30.9	97	31.3	60	33.5
	0-3 yıl	113	35.3	106	34.2	63	35.2
Görev Süresi	4-6 yıl	66	20.6	66	21.3	36	20.1
	7-9 yıl	40	12.5	39	12.6	18	10.1
	10-12 yıl	32	10.0	32	10.3	20	11.1
	13 yıl ve üstü	69	21.6	67	21.6	42	23.5

İkinci örneklem grubunda 310 öğretmen ile çalışılmıştır. Elde edilen veriler DFA için kullanılmıştır. Katılımcıların %50.6'sı (n=157) kadın, %49.4'ü ise (n=153) erkek; %82.6'sı (n=256) evli ve %17.4'ü (n=54) bekarıdır. Öğretmenlerin %68.4'ü (n=212) lisans, %28.4'ü (n=88) yüksek lisans ve %3.2'si ise (n=10) doktora eğitimi mezunudur. Öğretmenlerden %2.9'u (n=9) 1-4 yıl, %7.7'si (n=24) 5-8 yıl, %11'i (n=34) 9-12 yıl, %11.3'ü (n=35) 13-16 yıl, %14.5'i (n=45) 17-20 yıl ve %52.6'sı (n=163) 21 yıl ve üzeri kıdeme sahiptir. Öğretmenlerin %28.1'i (n=87) öğretmen, %63.5'i (n=197) uzman öğretmen ve %8.4'ü (n=26) başöğretmen kariyer unvanına sahiptir. Öğretmenlerin %4.8'i (n=15) anaokullarında, %41'i (n=127) ilkokullarda, %22.9'u (n=71) ortaokullarda ve %31.3'ü (n=97) liselerde görev yapmaktadır. Öğretmenlerden %34.2'si (n=106) 0-3 yıldır, %21.3'ü (n=66) 4-6 yıldır, %12.6'sı (n=39) 7-9 yıldır, %10.3'ü (n=32) 10-12 yıldır ve %21.6'sı (n=67) 13 yıl ve üstü yıldır buldukları okulda görev yapmaktadır.

Üçüncü örneklem grubunda 179 öğretmen ile çalışılmıştır. Elde edilen veriler ölçüt bağıntılı geçerlik analizi için kullanılmıştır. Katılımcıların %51.4'ü (n=92) kadın, %48.6'sı ise (n=87) erkek; %84.4'ü (n=151) evli ve %15.6'sı (n=28) bekarıdır. Öğretmenlerin %69.3'ü (n=124) lisans, %29'u (n=52) yüksek lisans ve %1.7'si ise (n=3) doktora eğitimi mezunudur. Öğretmenlerden %1.7'si (n=3) 1-4 yıl, %7.3'ü (n=13) 5-8 yıl, %10.6'sı (n=19) 9-12 yıl, %12.3'ü (n=22) 13-16 yıl, %15.1'i (n=27) 17-20 yıl ve %53'ü (n=95) 21 yıl ve üzeri kıdeme sahiptir. Öğretmenlerin %25.1'i (n=45) öğretmen, %66.5'i (n=119) uzman öğretmen ve %8.4'ü (n=15) başöğretmen kariyer unvanına sahiptir. Öğretmenlerin %5.1'i (n=9) anaokullarında, %43'ü (n=77) ilkokullarda, %18.4'ü (n=33) ortaokullarda ve %33.5'i (n=60) liselerde görev

yapmaktadır. Öğretmenlerden %35.2'si (n=163) 0-3 yıldır, %20.1'i (n=36) 4-6 yıldır, %10.1'i (n=18) 7-9 yıldır, %11.1'i (n=20) 10-12 yıldır ve %23.5'i (n=42) 13 yıl ve üstü yıldır buldukları okulda görev yapmaktadır.

3. 2. Ölçeğin Geliştirilmesi Süreci

Ölçeğin geliştirilmesinde DeVellis'in (2017) önerdiği ölçek geliştirme aşamalarına ilişkin süreç takip edilmiştir. Bu süreç madde havuzunun oluşturulması, kapsam geçerliği çalışmaları, yüzey geçerliği çalışmaları, yapı geçerliği çalışmaları, güvenirlik çalışmaları ile ölçeğe son şeklinin verilmesi ve puanlanması aşamalarından oluşmaktadır. Ölçek geliştirme sürecinin aşamaları, her aşamada gerçekleştirilen uygulama, değerlendirme/istatistiksel işlem ve katılımcı sayılarına ilişkin bilgiler Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3

Ölçek Geliştirme Aşamaları, Gerçekleştirilen Uygulama Değerlendirme/İstatistiksel İşlem ve Katılımcı Sayılarına İlişkin Bilgiler

Aşama	Gerçekleştirilen Uygulama Değerlendirme/İstatistiksel İşlem	Katılımcı Sayısı (N)
Birinci Aşama (Madde Havuzunun Oluşturulması)	AÖKDÖ (22 madde) Alanyazın Taraması	-
İkinci Aşama (Kapsam Geçerliği Çalışmaları)	AÖKDÖ (22 madde) Eğitim Yönetimi Uzman Değerlendirmesi Lawshe Tekniği	N: 13 katılımcı
Üçüncü Aşama (Yüzey Geçerliği Çalışmaları)	AÖKDÖ (13 madde) Eğitim Yönetimi Uzman Değerlendirmesi	N: 13 katılımcı
	AÖKDÖ (13 madde) Türk Dili Uzman Değerlendirmesi	N: 2 katılımcı
	AÖKDÖ (13 madde) Benzer Örneklem Ön Deneme Uygulaması	N: 14 katılımcı
Dördüncü Aşama (Yapı Geçerliği Çalışmaları)	AÖKDÖ (13 madde) Açımlayıcı Faktör Analizi	N: 320 katılımcı
	AÖKDÖ (10 madde) Doğrulayıcı Faktör Analizi	N: 310 katılımcı
	AÖKDÖ (10 madde) Yakınsama Geçerliği Analizi	N: 310 katılımcı
	AÖKDÖ (10 madde) Ölçüt Bağıntılı Geçerlik Analizi	N: 179 katılımcı
Beşinci Aşama (Güvenirlik Çalışmaları)	AÖKDÖ (10 madde) Cronbach Alpha Katsayısının Hesaplanması Birleşik Güvenirlik Değerinin Hesaplanması Madde-toplam Puan Korelasyon Katsayılarının Hesaplanması Test Yarılama Yöntemi Alt-üst %27'lik Grup Yöntemi Ferguson Delta Katsayısının Hesaplanması	N: 310 katılımcı
Altıncı Aşama (Ölçeğe Son Şeklinin Verilmesi ve Puanlanması)	AÖKDÖ (10 madde) Düzenleme ve Puanlama	-

Ölçek geliştirme çalışmalarında ölçülmek istenen kavramın kuramsal çerçevesinin net olarak ortaya konulması, değişkenin/değişkenlerin gözlenebilir ve ölçülebilir bir şekilde tanımlanması önemlidir (Cohen & Swerdlik, 2010). Kuramsal çerçeveyi ortaya koyarak yapıyı belirginleştirmek için Crocker ve Algina (2008) tarafından önerilen alanyazın taraması ve önceden yapılan ilgili araştırmaların incelenmesine karar verilmiştir. Bu nedenle ölçeğe ilişkin madde havuzu oluşturulurken algılanan örgütsel destek ile ilgili alanyazın kapsamlı bir şekilde taranmış, yapılan araştırmalar incelenmiş ve araştırmacılar tarafından ele alınan algılanan örgütsel

desteđi etkileyen faktörler/öncüller deđerlendirilmiřtir. Ayrıca alanyazında alıřanların örgütsel destek algılarını ölçmek amacıyla kullanılan ölçekler de incelenmiřtir. Elde edilen bilgiler dođrultusunda taslak ölçek formu oluřturmak üzere 22 ifadeden oluřan madde havuzu oluřturulmuřtur.

Ölçek geliřtirme sürecinin ikinci ařamasında kapsam geçerliđi için eđitim yönetimi uzman deđerlendirmesi, üçüncü ařamasında yüzey geçerliđi alıřmaları için eđitim yönetimi uzman deđerlendirmesi, Türk dili uzman deđerlendirmesi ve benzer örneklem ön deneme uygulaması gerçekleştirilmiřtir. Dördüncü ařamasında ölçeđin yapı geçerliđi için AFA, DFA, ölçüt bađıntılı geçerlik analizi ve yakınsama geçerliđi analizi yapılmıřtır. Beřinci ařamada Cronbach Alpha katsayısının hesaplanması, birleřik güvenilirlik deđerinin hesaplanması, madde-toplam puan korelasyon katsayılarının hesaplanması, Ferguson Delta Katsayısının hesaplanması, test yarılama yöntemi ve alt-üst %27'lik grup yöntemi kullanılarak ölçeđin güvenilirliđine iliřkin alıřmalar yapılmıřtır. Son ařamada ise ölçeđe son řeklinin verilmesi ve puanlanması gerçekleştirilmiřtir.

3. 3. Verilerin Toplanması

Arařtırma izni alındıktan sonra taslak ölçeđin uygulaması 2023-2024 eđitim öđretim yılında yapılmıřtır. Verilerin toplanmasında örnekleme eriřim hızı, düşük maliyet ve kađıt tasarrufu nedeniyle daha avantajlı olduđundan çevrimii anket yöntemi tercih edilmiřtir. Katılımcılar Google řirketi tarafından geliřtirilmiř ücretsiz bir online anket platformu olan Google Drive üzerinden oluřturulan form ile arařtırmaya davet edilmiřtir. Form katılımcı tarafından gönüllü katılım izni onaylanmadan ölçek sorularına geçilmeyecek, kiřisel bilgilere verilecek cevaplar zorunlu olarak cevap verilmeyecek ve ölçek sorularına verilecek cevaplar ise veri kaybını önlemek için zorunlu olarak cevap verilecek řekilde düzenlenmiřtir.

3. 4. Verilerin Analizi

Ölçek geliřtirme sürecinde 22 ifadeden oluřan madde havuzunun kapsam geçerliđinin test edilmesinde uzmanlardan elde edilen veriler Lawshe tekniđi ile deđerlendirilmiřtir. Yüzey geçerliđinin test edilmesinde eđitim yönetimi uzmanları, Türk dili uzmanlarının maddelere iliřkin görüřlerinden elde edilen veriler ve örneklem grubu dıřında oluřturulan bir örneklem grubu ile gerçekleştirilen benzer örneklem ön deneme uygulaması ile elde edilen veriler deđerlendirilmiřtir. Bu analizler sonrasında 13 maddeden oluřan taslak ölçek oluřturulmuřtur.

Ölçeđin yapı geçerliđi için gerçekleştirilen AFA, DFA, yakınsama geçerliđi ve ölçüt bađıntılı geçerlik analizlerinde Statistical Packages for the Social Sciences (SPSS) ve Analysis of Moment Structures (AMOS) istatistik paket programları kullanılmıřtır. AFA ve DFA için veri seti tek ve ok deđerlikenli normallik varsayımı aısından incelenmiřtir. Tek deđerlikenli normallik dađılımının incelenmesinde aritmetik ortalama, mod, medyan deđerleri, arpıklık ve basıklık katsayıları, Histogram, Q-Q ve kutu grafikleri ile uç deđerler tespit edilmiřtir. Veri setinin ok deđerlikenli normallik dađılımının incelenmesinde Mardia'nın basıklık (Mardia's Kurtosis) deđerini incelemiř; AFA'ya uygunluđunu belirlemek için ise Kaiser-Meyer Olkin (KMO) ve Bartlett testleri yapılmıřtır. Ölçek maddelerinin birbirleriyle yeterince iliřkili olup olmadıđını test etmek için anti-image kovaryans matrisi ve korelasyon matrisi incelenmiřtir. oklu dođrusallık, tolerans ve Varyans Artıř Faktörü (Variance Inflation Factor-VIF) deđerleri ve determinant katsayısı ile incelenmiřtir. Verilerin ok deđerlikenli normal dađılım göstermemesi nedeniyle ölçek maddelerinin hangi faktörlerin altında toplandıđını belirlemek için ortak varyans analizine dayanan Temel Eksen Faktör-TEF (Principal Axis Factors-PAF) faktör ıkarma yöntemi kullanılmıřtır. Faktör sayısının belirlenmesinde Kaiser kriteri, Varyans yüzdesi kriteri (aıklanan varyans oranının deđerlendirilmesi) ve Yama-birikinti grafiđi (Cartell'in scree plot çizgi grafiđi) incelenmiřtir. AFA sonucunda oraya konulan ölçeđin tek faktörlü yapısını test etmek için birinci düzey DFA yapılmıřtır. DFA'da verilerin ok deđerlikenli normal dađılım göstermediđi tespit edildiđinden Asymptotically Distribution-Free (ADF) kestirim (tahmin) yöntemi tercih edilmiřtir. DFA'da modelin dođrulanması CMIN/df (Chi-Square Goodness Of Fit/df), RMSEA (Root Mean

Square Error of Approximation), GFI (Goodness-of-Fit Index), AGFI (Adjustment Goodness Of Fit Index), NFI (Normed Fit Index), NNFI (Non-Normed Fit Index), CFI (Comparative Fit Index), IFI (Incremental Fit Index), SRMR (Standardized-Root Mean Square Residual), (Incremental Fit Index), PNFI (Parsimony Goodness-of-Fit Index), PCFI (Parsimony Comparative Fit Index) ve PGFI (Parsimony Normed Fit Index) uyum indeksleri ile değerlendirilmiştir.

Ölçeğin yapı geçerliği kapsamında gerçekleştirilen yakınsama geçerliğinin test edilmesinde ortalama varyans değeri (Average Variance Extracted-AVE) hesaplanmış ve güvenilirlik analizleri kapsamında hesaplanan bileşik güvenilirlik (CR) ve Cronbach Alfa değeri ile karşılaştırılmıştır. Ölçüt bağıntılı geçerlik için ise benzer özelliği ölçtüğü tespit edilen Cheung vd. (2014) tarafından geliştirilen ve Davras (2019) tarafından Türkçe'ye uyarlanan "Algılanan Örgütsel Kariyer Yönetimi Ölçeği-AÖKYÖ" kullanılmıştır. Test edilen ölçek ve ölçüt ölçeğin eş zamanlı uygulanması ile elde edilen verilerin öncelikle çok değişkenli normallik analizleri gerçekleştirilmiş, daha sonra her iki ölçekten elde edilen puanlar arasındaki ilişki Pearson Momentler Çarpımı Korelasyon Katsayısı ile belirlenmiştir.

Ölçeğin güvenilirliğinin test edilmesi için Cronbach Alpha katsayısının, birleşik güvenilirlik değerinin, madde-toplam puan korelasyon katsayılarının ve Ferguson Delta katsayısının hesaplanması ile test yarılama yöntemi ve alt-üst %27'lik grup yöntemi kullanılmıştır. Ayrıca madde-toplam puan korelasyon katsayılarının hesaplanması ve alt-üst %27'lik grup yöntemi ile ölçek maddelerinin her birinin ayırt edicilik özellikleri; alt-üst %27'lik grup yöntemi ve Ferguson Delta katsayısının hesaplanması ile ölçeğin tamamının ayırt edicilik özelliği test edilmiştir. Bu analizler DFA analizlerinde kullanılan veriler ile gerçekleştirilmiştir.

3. 5. Araştırmanın Etik İzni

Araştırma izni, Hacettepe Üniversitesi Rektörlüğü Sosyal ve Beşerî Bilimler Araştırma Etik Kurulunun 09/02/2024 tarihli kararı ile E-66777842-300-00003368018 etik değerlendirme belge sayı numarası ile alınmıştır. Çalışmada "Yükseköğretim Kurumları Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Yönergesi" kapsamında uyulması gerektiği belirtilen tüm kurallara uyulmuştur. Yönergenin ikinci bölümü olan "Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiğine Aykırı Eylemler" başlığı altında belirtilen eylemlerden hiçbiri gerçekleştirilmemiştir.

BULGULAR

4. 1. Ölçeğin Geçerliğine İlişkin Bulgular

4. 1. 1. Kapsam Geçerliğine İlişkin Bulgular

Ölçek geliştirme çalışmalarında belirlenen maddelerin ölçülen yapıyı temsil edip etmediği kapsam geçerliği ile değerlendirilir ve kapsam geçerliği için uzman görüşlerinden yararlanılabilir (DeVellis, 2017). Bu doğrultuda oluşturulan madde havuzu 13 Eğitim Yönetimi alan uzmanının¹ görüşlerine sunulmuştur. Bu uzmanlardan biri algılanan örgütsel destek ile ilgili ölçek geliştiren uzmanlardandır (Derinbay, 2011). Uzmanların madde havuzunda yer alan ifadelere ilişkin görüşlerini almak üzere her madde için "Uygun değil", "Kısmen uygun" ve "Oldukça uygun" seçeneklerinden oluşan bir uzman değerlendirme formu oluşturulmuştur. Uzmanlardan alınan görüş ve öneriler doğrultusunda oluşturulan maddelerin kapsam geçerliği için Lawshe tekniği kullanılmıştır. Lawshe tekniğinde her bir madde için kapsam geçerlik oranı hesaplanır. Kapsam geçerlik oranı (KGO), madde havuzunda yer alan maddelerin her biri için maddeyi uygun gören uzman sayısının, toplam uzman sayısının yarısına oranının bir eksiği alınarak hesaplanır (Lawshe, 1975). Her bir madde için hesaplanan kapsam geçerlik oranı Lawshe kapsam geçerlik ölçütü ile karşılaştırılır. Lawshe tekniğinde 13 uzman için kapsam geçerlik ölçütü .54'tür (Lawshe, 1975). Bu bağlamda kapsam geçerlik oranı .54 altında olan 11 madde (1, 3, 5, 6, 7, 9, 11, 15, 16, 19, 21. maddeler) oluşturulan madde havuzundan çıkarılmıştır. Uzman görüşleri doğrultusunda her madde için hesaplanan kapsam geçerlik oranları Tablo 4'te sunulmuştur. Ayrıca uzman görüşleri

doğrultusunda oluşturulacak taslak ölçek formuna “Kurumum kariyer gelişimim için maddi destek sağlar.” ve “Kurumum kariyer gelişimim için eğitimler düzenler.” maddeleri eklenmiştir.

Tablo 4

Kapsam Geçerliğine İlişkin Bulgular

Madde No	Uygun Değil	Kısmen Uygun	Oldukça Uygun	KGO	Madde No	Uygun Değil	Kısmen Uygun	Oldukça Uygun	KGO
1	3	0	10	.53	12	0	2	11	.69
2	0	0	13	1	13	0	0	13	1
3	3	3	7	.08	14	1	1	11	.69
4	1	1	11	.69	15	1	2	10	.53
5	1	4	8	.23	16	1	2	10	.53
6	3	4	6	.08	17	0	0	13	1
7	1	2	10	.53	18	0	1	12	.85
8	0	2	11	.69	19	0	3	10	.53
9	2	4	7	.08	20	0	2	11	.69
10	0	0	13	1	21	3	1	9	.38
11	1	2	10	.53	22	0	1	12	.85

¹Prof. Dr. Necati Cemaloğlu, Prof. Dr. Osman Titrek, Doç. Dr. Gökhan Arastaman, Doç. Dr. Nihan Demirkasmoğlu, Doç. Dr. Duygu Gür Erdoğan, Doç. Dr. Pınar Ayyıldız, Dr. Tuncer Fidan, Dr. Deniz Derinbay, Dr. Dinçer Ölçüm, Dr. Ergin Dikme, Dr. Ezgi Ağcihan, Dr. Hayriye Sultan Tunç, Bilim Uzmanı Nazan Bakır

4. 1. 2. Yüzey Geçerliğine İlişkin Bulgular

Lawshe tekniği uygulaması sonrasında kalan ölçek maddelerine uzman görüşleri doğrultusunda ifade edilme biçimleri bakımından değiştirilerek son şekilleri verilmiştir. Daha sonra ölçek maddeleri Türkçe'ye uygunluğu ile yazım ve noktalama kuralları açısından değerlendirilmesi için iki Türk Dili ve Edebiyatı öğretmeninin görüşlerine sunulmuş; öneriler doğrultusunda düzeltmeler yapılmıştır. Maddeler 5'li likert tipi derecelendirme ile (1) Kesinlikle Katılmıyorum, (2) Katılmıyorum, (3) Kararsızım, (4) Katılıyorum, (5) Kesinlikle Katılıyorum şeklinde derecelendirilerek 13 maddeden oluşan taslak ölçek formu oluşturulmuştur. Son olarak örneklem grubu dışında benzer özelliklere sahip başka bir örneklem grubu tarafından ölçek maddelerinin anlaşılabilirlik, okunurluk, açıklık ve anlamlılık açısından değerlendirilmesi için 14 öğretmenden oluşan bir örneklem grubu ile ön deneme uygulaması gerçekleştirilmiştir. Ön deneme uygulaması katılımcılar ile yüz yüze yapılmıştır. Alanyazında ölçek geliştirme çalışmalarında ölçek maddelerinin okunabilirliği, anlaşılabilirliği ve katılımcıların anlamadıkları yerlerin belirlenmesi açısından ön deneme uygulaması yapılması önerilir (Cohen & Swerdlik, 2010; Crocker & Algina, 2008). Katılımcılardan her maddeyi sesli bir şekilde okuyarak ne anladıklarını ifade etmeleri istenmiş; yanlış anlaşılan ifadeler birlikte değerlendirilerek düzeltilmiştir. Böylece ölçek maddelerinin Eğitim Yönetimi alan uzmanları, Türk dili uzmanları ve öğretmenlerden oluşan örneklem grubuyla yapılan çalışmalar ile yüzey geçerliği sağlanmıştır. Uygulama sonrasında maddeler tekrar numaralandırılmış ve taslak ölçek forma son şekli verilmiştir. Oluşturulan taslak ölçek formu Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5*Kapsam Geçerliği ve Yüzey Geçerliği Sonrasında Oluşturulan Taslak Ölçek Form*

Madde No	Madde	Kesinlikle Katılmıyorum	Katılmıyorum	Kararsızım	Katılıyorum	Kesinlikle Katılıyorum
1	Kurumum kariyer gelişimimi önemser. ²					
2	Kurumum kariyerimi geliştirme fırsatları sunar. ³					
3	Kurumum kariyer gelişimime yönelik yapılacak uygulamalarda hedeflerimi dikkate alır.					
4	Kurumum, kurum hedeflerinden çok kariyer hedeflerimi önemser.					
5	Kurumum kariyer gelişimim için eğitimler düzenler.					
6	Kurumum kariyer gelişimime ilişkin uygulamalarda adil davranır. ⁴					
7	Kurumum kariyer fırsatlarımı engellemez.					
8	Kurumum kariyerimi geliştirme fırsatı sağlayan görevler verir.					
9	Kurumum kariyer gelişimime ilişkin uygulamaları objektif bir şekilde yapar.					
10	Kurumum kariyerimi geliştirmem için yaptığım girişimlerde kolaylık sağlar.					
11	Kurumum kariyer fırsatları hakkında beni bilgilendirir. ⁵					
12	Kurumum kariyer gelişimim için maddi destek sağlar.					
13	Kurumum kariyerimde elde ettiğim başarıyı takdir eder.					

² Bu maddede Kraimer ve Wayne (2004) tarafından geliştirilen Algılanan Örgütsel Destek Ölçeğinde yer alan maddeden yararlanılmıştır. Ölçekte yer alan madde “Şirketimin kariyer gelişimimi önemsediyini hissediyorum.” şeklindedir.

³ Bu maddede Eisenberger vd. (1986) tarafından geliştirilen Algılanan Örgütsel Destek Ölçeğinde yer alan maddeden yararlanılmıştır. Ölçekte yer alan madde “Çalıştığım kurumda terfi etmem için bana çok az fırsat tanınır.” şeklindedir.

⁴ Bu maddede Nayır (2011) tarafından geliştirilen Algılanan Örgütsel Destek Ölçeğinde yer alan maddeden yararlanılmıştır. Ölçekte yer alan madde “Öğretmenlerin ödüllendirilmesinde adil davranılır.” şeklindedir.

⁵ Bu maddede Kraimer ve Wayne (2004) tarafından geliştirilen Algılanan Örgütsel Destek Ölçeğinde yer alan maddeden yararlanılmıştır. Ölçekte yer alan madde “Şirketim mevcut kariyer fırsatları hakkında beni bilgilendirir.” şeklindedir.

4. 1. 3. Yapı Geçerliğine İlişkin Bulgular

Yapı geçerliği, bir ölçeğin amaçlanan yapıyı ölçüp ölçmediği veya ölçek maddelerinin teorik yapıyı doğru bir şekilde temsil edip etmediği anlamına gelir (Stapleton, 1997). Bir ölçeğin yapı geçerliği için faktör analizi önerilir (Cronbach & Meehl, 1955). Field’e (2013) göre faktör analizi karmaşık değişkenleri basite indirgemek için kullanılan en güçlü yöntemlerden biridir. Temel amaç gözlemlenebilir ve ölçülebilir çok sayıda unsurun altında gizlenen gizli ve ölçülemez boyutları ortaya çıkararak boyut sayısını azaltmaktır (Brown, 2006; Johnson & Wichern, 2002). Faktör analizinin iki türü vardır: Açımlayıcı Faktör analizi-AFA (Exploratory Factor Analysis-EFA) ve Doğrulayıcı Faktör Analizi-DFA (Confirmatory Factor Analysis-CFA). AFA, değişkenlerin temel yapısını ortaya çıkarmak için kullanılan keşfedici bir tekniktir; DFA ise önceden belirlenmiş bir teorik modeli test etmek için kullanılan doğrulayıcı bir tekniktir (Brown, 2006; Kline, 2005; Tabachnick & Fidell, 2012). Faktör analizi, ölçek geliştirme çalışmalarında sıklıkla kullanılır (Izquierdo vd., 2014). Mevcut çalışmada ölçeğin yapı geçerliğini test etmek amacıyla AFA, DFA, yakınsama geçerliği analizi ve ölçüt bağımlı geçerlik analizi gerçekleştirilmiştir. Yapılan analizlere ve analiz bulgularına ilişkin bilgiler ayrıntılı olarak her bir analiz başlığı altında açıklanmıştır.

4. 1. 3. 1. Açımlayıcı Faktör Analizine İlişkin Bulgular

Ölçek geliştirme çalışmalarında oluşturulan maddelerin istenen yapıyı ölçüp ölçmediğini belirlemek, yapıya ilişkin gizil faktörleri ortaya çıkarmak ve çok sayıdaki değişkenin daha az sayıdaki değişkene indirgenmesini sağlamak için AFA’dan yararlanılır (Brown, 2006; Field, 2013; Johnson & Winchern, 2002; Schumacker & Lomax, 2010; Tinsley & Tinsley, 1987). AFA, ölçme araçlarının geliştirilmesi ve doğrulanması için sıklıkla kullanılan bir analitik tekniktir (Conway & Huffcutt, 2003). Mevcut çalışmada AFA gerçekleştirmek için 320 katılımcıdan veri toplanmıştır. Veri seti AFA öncesinde hatasız veriler, kayıp veriler, normallik, uç değerler, çoklu

doğrusallık ve örneklem yeterliği varsayımları doğrultusunda incelenmiştir (Tabachnick & Fidell, 2012).

Veri setinin hatasızlığı ve kayıp değerlere sahip olup olmadığı kontrol edilmiş; veri setinde hatalı ve kayıp değere rastlanmamıştır. Daha sonra veriler normallik varsayımı açısından incelenmiştir. Verilerin aritmetik ortalama, mod ve medyan değerlerinin birbirlerine eşit ya da yakın olması (Tabachnick & Fidell, 2012), çarpıklık ve basıklık katsayılarının ± 1 aralığında olması veri setinin tek değişkenli normal dağılıma sahip olduğunu işaret eder (Hair vd., 2010; Kline, 2005). Bu kapsamda ölçek maddelerinin ortalama, mod ve medyan değerlerinin birbirine yakın olduğu (Ort.= 42.17; Mod=51.00; Medyan=44.00), çarpıklık ve basıklık katsayılarının (Çarpıklık= -.539; Basıklık= -.210) -1 ile +1 aralığında olduğu belirlenmiştir. Histogram, Q-Q ve kutu grafikleri ile veri setinin dağılımı incelenmiştir. Tek değişkenli normallik varsayımı için uç değer analizi standartlaştırılmış z puanı ile değerlendirilmiştir. Uç değerler, veri setinin geri kalanından önemli ölçüde farklı olan verilerdir (Hawkins, 1980). Örneklem büyüklüğü 100'ün üzerinde olduğu için z puan aralığı ± 3.29 olarak alınmıştır (Field, 2013; Tabachnick & Fidell, 2012). Veri setindeki z puanları 1.92 ve -2.43 aralığında tespit edildiğinden uç değer olmadığı belirlenmiştir. Bu kapsamda veri setinin tek değişkenli normallik varsayımını sağladığı görülmüştür. Verilerin tek değişkenli normallik varsayımının yanı sıra çok değişkenli normallik varsayımını sağlayıp sağlamadığının tespiti için Mardia'nın basıklık (Mardia's Kurtosis) değeri incelenmiştir. AMOS 22 istatistik programında yapılan analiz sonucunda bu değer 14.71 bulunmuştur. Garson (2012) Mardia'nın basıklık değerinin 3'ün, Byrne (2010) 5'in, Kline (1994) ise 8'in üstünde olmasının veri setinin çok değişkenli normalliği ihlal ettiğini belirtmiştir. Alanyazında likert tipi ölçekler ile toplanan verilerin genellikle çok değişkenli normallik dağılımdan sapmalara neden olabileceği raporlanmıştır (Byrne, 2010). Bunun sebebi likert tipi ölçeklerle elde edilen verilerin uç değerlere sahip olmasının daha olası olmasıdır (Gao vd., 2008). Mevcut araştırmanın veri setinde var olabilecek uç değerlerin Mardia'nın basıklık değerinin yüksek çıkmasına ve dolayısıyla çoklu normallik varsayımını sağlanamamasına sebep olabileceği düşünüldüğünden uç değerlerin tespit edilmesine karar verilmiştir. Uç değerler verilerin Mahalanobis uzaklıklarının hesaplanması ile tespit edilir. Tespit edilen uç değerlerin silinmesi ile Mardia'nın basıklık değeri istenilen seviyeye düşürülebilir (Field, 2013; Gao vd., 2008). AMOS 22 istatistik programında elde edilen Mahalanobis mesafeleri tablosu incelendiğinde Mardia'nın basıklık değerini düşürebilmek için 57 verinin veri setinden çıkarılması gerektiği görülmüştür. 57 verinin çıkarılması ile Mardia'nın basıklık değeri 7.75'e kadar düşürülebilmiştir. Gao vd. (2008) çok değişkenli normallik varsayımını sağlamak için verilerin veri setinden silinmesinin bir takım önemli bilgilerin kaybedilmesine sebep olunabileceğini belirtmiştir (Field, 2013; Gao vd., 2008). Tespit edilen 57 uç değerlerin silinmesi ile Mardia'nın basıklık değeri 7.75'e kadar düşürülebilmiş olmasına rağmen verilerin azaltılması ve önemli bilgilerin kaybedilmesi istenmediğinden silinmemesine karar verilmiştir. Ayrıca alanyazında AFA'da verilerin çoklu normal dağılım göstermemesi durumunda Temel Eksen Faktör-TEF (Principal Axis Factors-PAF) faktör çıkarma yönteminin tercih edilmesi önerilmektedir (Costello & Osborne, 2005; Fabrigar vd., 1999). Bu nedenle AFA'da faktör çıkarma yöntemi olarak PAF faktör çıkarma yönteminin kullanılması tercih edilerek sonuçların çok değişkenli normallik sorunundan etkilenmeden doğru olarak elde edilmesi hedeflenmiştir. Bu kapsamda yapılan normallik varsayımı analizleri sonrasında 320 katılımcıdan elde edilen veriler ile AFA'ya devam edilmiştir.

Örneklemin yeterliliği ve veri setinin AFA'ya uygunluğunu değerlendirmek için Kaiser-Meyer Olkin (KMO) ve Bartlett Küresellik testleri yapılmalıdır (Laura & Stephanie, 2011). KMO değerinin .60'ın üzerinde olması ve Bartlett'in Küresellik testi sonucunun istatistiksel olarak anlamlı sonuç vermesi veri setinin AFA için uygun olduğunu işaret eder (Field, 2013; Hair vd., 2010; Johnson & Wichern, 2002; Tabachnick & Fidell, 2012). Bu kapsamda yapılan analiz sonucunda KMO değeri .963 olarak hesaplandığından maddeler arasında faktörleşmeye uygun yeterli ortak varyans değerinin var olduğu; Bartlett Küresellik test sonucunun (Ki Kare = 3767.247; df = 45; $p < .01$) ise anlamlı olduğu tespit edildiğinden ölçek maddeleri arasında

faktörleşmeye uygun yeterli korelasyon ilişkilerinin olduğu belirlenmiştir (Field, 2013; Johnson & Wichern, 2002). Maddelerin birbirleriyle yeterince ilişkili olup olmadığını tespit etmek için anti-image kovaryans matrisi incelenmiştir. Anti image kovaryans matrisindeki çapraz ilişki katsayıları .953 ile .977 aralığındadır. Matris köşegenlerinin .5'ten büyük olması maddelerin birbirleri ile yeterli düzeyde ilişkili olduğunu belirtir (Costello & Osborne, 2005; Field, 2013). Ayrıca ölçek maddeleri arasındaki ilişkileri ortaya koyan korelasyon matrisi de incelenmiştir. Faktör analizi için oldukça iyi korelasyon gösteren ancak mükemmel olmayan değişkenler var olmalı; aynı zamanda ilişkili olmayan değişkenler de ortadan kaldırılmalıdır (Field, 2013). Maddeler arası korelasyon matrisinde .30 ve .90 aralığındaki değerlerin varlığı ölçek maddeleri arasında faktör analizinin yapılabilmesine uygunluk gösterir nitelikte manidar ilişkilerin olduğunu ifade eder (Field, 2013; Hair vd., 2010; Kline, 2005). Bu kapsamda ölçek maddelerinin korelasyon katsayılarının .644 ile .866 değerleri arasında olduğu; aşırı düşük (.30'dan düşük) veya aşırı yüksek (.90'dan büyük) değerler gözlemlenmediğinden ölçek maddeleri arasında oldukça iyi bir ilişkili olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle bu aşamada hiçbir madde ölçekten çıkarılmamıştır. Öte yandan Raykov ve Marcoulides (2006) ölçek maddeleri arasında .85'ten büyük olan ilişkinin çoklu doğrusallık sorunu oluşturabileceğini belirtir. Ölçek maddeleri arasında çoklu doğrusallık sorununun olmaması gerektiği AFA'nın bir diğer varsayımdır. Çoklu doğrusallık, ölçek maddelerinin birbirleriyle aşırı derecede ilişkili olmasıdır (Field, 2013; Kline, 1994). Faktör analizi sırasında istatistiksel çıkarımların güvenilirliğini etkileyen çoklu doğrusallık sorunu bir ölçek maddesinin bir diğerinin yerine geçebilecek kadar benzer olup olmadığı ile ilgilidir. Böyle bir durumda, bu maddelerin ölçekten çıkarılması önerilir (Raykov & Marcoulides, 2006; Tabachnick & Fidell, 2012). Çoklu doğrusallık sorunu, tolerans ve Varyans Artış Faktörü (Variance Inflation Factor-VIF) değerleri ile incelenmiştir. Tolerans değerlerinin .140 ile .349 arasında, VIF değerlerinin ise 2.862 ile 7.142 arasında olduğu görülmüştür. Tolerans değerlerinin .10'dan büyük olması (Field, 2013; Mertler & Vannatta, 2005) ve VIF değerlerinin 10'dan küçük olması (Hair vd., 2010; Salmerón vd., 2016) çoklu doğrusallık sorununun olmadığına işaret eder. Ölçek maddelerinin tolerans ve VIF değerlerine ilişkin bulgular Tablo 5'te sunulmuştur. Ayrıca çoklu doğrusallık sorunu olup olmadığını belirlemek için korelasyon matrisinin determinant katsayısı da incelenmiştir. Determinant katsayısı $6.358E-6$ ($>.00001$) hesaplanmıştır. Determinant katsayısının .00001'in üzerinde olması çoklu doğrusallık sorunu olmadığını göstermektedir (Field, 2013). Bu analizlerin sonuçları örneklemden elde edilen veri setinin AFA'ya uygun olduğunu göstermiştir.

Ölçek maddelerinin hangi faktörlerin altında toplandığını (faktörleşme) belirlemek için Temel Eksen Faktör-TEF (Principal Axis Factors-PAF) faktör çıkarma yöntemi kullanılmıştır. Faktör çıkarma, bir dizi değişkeni karakterize eden faktörleri belirleme yöntemidir (Yim, 2019). Alanyazında iki temel faktör çıkarma yöntemi bulunmaktadır: bileşen analizi ve ortak faktör analizi. Her yöntemin kendine özgü özellikleri olmasıyla birlikte araştırmacılar çoğunlukla bileşen analizlerinden Temel Bileşenler Analizi-TBA (Principal Component Analysis-PCA), ortak faktör analizlerinden ise Principal Axis Faktör (PAF) ve Maksimum Olabilirlik-MO (Maksimum Likelihood-ML) yöntemlerini tercih etmektedir (Fabrigar vd., 1999; Tabachnick & Fidell, 2012). Bileşen analizi, tüm varyansı ortak olarak ele alarak ve değişkenlerin varyansını mümkün olduğu kadar koruyarak değişken sayısını azaltmayı; ortak varyans analizi ise ortak varyans ile özgün ve hata varyansı arasında ayırım yaparak ve değişkenler arasındaki ilişkileri açıklayan gizli değişkenleri ortaya koyarak değişkenlerin az sayıdaki faktöre indirgenmesini sağlamayı amaçlar (Byrne, 2010; Costello & Osborne, 2005; Tabachnick & Fidell, 2012). Bir başka deyişle ortak varyans analizinde her değişkenin varyansı ortak ve özgün varyans ile açıklanır. Suhr (2006) özellikle sosyal bilimlerde yapılan çalışmalarda her değişkenin kendine özgü bir varyansı olduğunu ve özgül varyansın gizil yapıların ortaya çıkarılmasında etkili olduğunu vurgular. Gizil yapılar yansıtıcı olduğundan temel yapının gizli değişkenlerle birlikte incelenmesine olanak sağlayan ortak varyans analizinin kullanılması önemlidir (Byrne, 2010; Fabrigar vd., 1999). Ölçek geliştirme çalışmalarında değişkenler ile ilgili altta yatan faktörlerin belirlenmesi için ortak varyans analizlerinden PAF faktör çıkarma yöntemi en uygun yöntem

olarak önerilir (Laura & Stephanie, 2011). ML yöntemi de ortak varyans analizine dayanır ve alanyazında sıklıkla kullanılır; ancak ML yöntemi için veri setinin normallik varsayımını sağlaması gerekir (Costello & Osborne, 2005; Fabrigar vd.,1999). Bu nedenle ölçek geliştirme çalışmalarında faktör çıkarma yöntemini belirlerken öncelikle veri setinin normal dağılıma sahip olup olmadığı değerlendirilmelidir (Kline, 1994). Verilerin çoklu normallik varsayımını karşılamaması durumunda PAF yöntemi en iyi seçim olarak önerilmektedir (Costello & Osborne, 2005; Fabrigar vd., 1999). Ayrıca Grieder ve Steiner (2022) PAF yönteminin zayıf faktörleri diğer faktör çıkarma yöntemlerine göre daha fazla faktörleştirebileceğini belirtir. Mevcut araştırmada veri seti çoklu normallik varsayımını karşılamadığından, değişkenler arasındaki gizil yapıların açıklanmasına imkân sağladığından ve zayıf faktörlerin de göz ardı edilmemesi istenildiğinden PAF faktör çıkarma yöntemi kullanılmıştır.

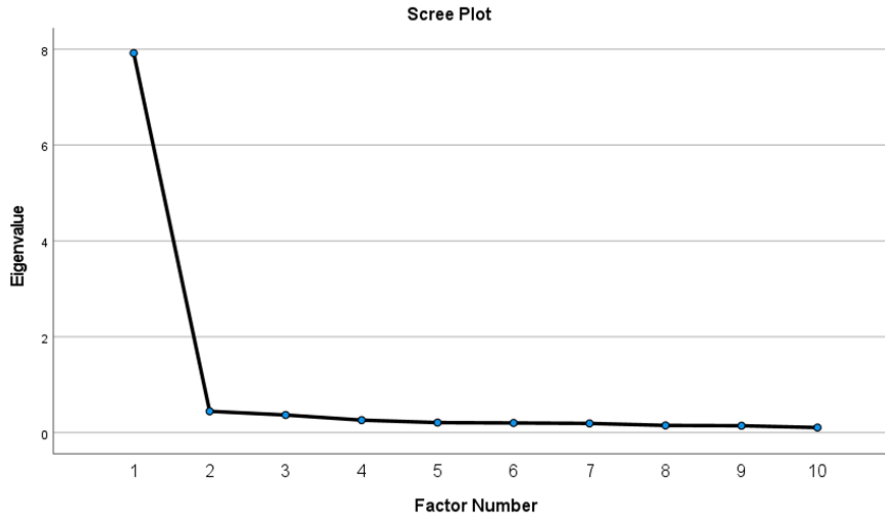
AFA'da en önemli kararlardan biri, tutulacak doğru sayıda faktörün seçimidir (Izquierdo vd., 2014). Alanyazında tüm durumlarda doğru olan bir yöntem bulunamamıştır (Fabrigar vd., 1999; Gorsuch, 1983). Bu nedenle en uygun faktör çözümü için birden fazla yöntemin kullanılması ve her bir çözümün dikkatlice değerlendirilmesi önerilmektedir (Hair vd., 2010; Izquierdo vd., 2014). Bu kapsamda mevcut çalışmada faktör belirleme yöntemlerinden Kaiser kriteri, Varyans yüzdesi kriteri (açıklanan varyans oranının değerlendirilmesi) ve Yamaç-birikinti grafiğinin (Cartell'in scree plot çizgi grafiği) incelenmesi yöntemleri kullanılmıştır.

Alanyazında faktör sayısını belirlemede Kaiser kriteri en yaygın kullanılan yöntemdir (Fabrigar vd., 1999; Field, 2013; Tinsley & Tinsley, 1987). Kaiser Kriteri, ölçek maddelerinin ortak varyans değerleri en az .70'ten fazla olduğunda ve 30'dan az değişken olduğunda ya da ortak varyans değerlerinin .60'a eşit veya üzerinde olduğunda ve örneklem büyüklüğü 250'den fazla olduğunda doğru faktör sayısı vermektedir (Field, 2013). Kaiser kriteri ile özdeğeri 1 ve 1'den büyük olan faktörler belirlenir ve bu faktörler ölçek için uygun faktörler olarak değerlendirilir (Tinsley & Tinsley, 1987). Özdeğeri 1 ve 1'den büyük faktörlerin önemli faktörler olduğu, bu faktörlerin varyansa daha fazla katkı sağladığı ve açıklanan varyans oranının %40 ve üzerinde olması gerektiği belirtilmiştir (Field, 2013; Tabachnick & Fidell, 2012). Analiz sonucunda ölçek maddelerinin özdeğer puanı 76.95 olan bir faktör altında toplandığı; dolayısıyla açıklanan varyans oranının %76.95 olduğu bulunmuştur. Varyans yüzdesi uygun faktör sayısının belirlenmesinde kullanılan bir diğer yöntemdir. Açıklanan varyans oranının yüksek olması, tasarlanan ölçeğin faktör yapısının sağlam olduğunun (Gorsuch, 1983), belirlenen faktörlerin yapıyı temsil ettiğinin bir göstergesi olarak değerlendirilmektedir (Büyüköztürk, 2009). Kline (1994), açıklanan varyans oranının %40'ın üzerinde, Comrey ve Lee (2009) ile Byrne (2010) en az %50-%60 civarlarında olmasının yapı geçerliğinin bir göstergesi olduğunu belirtmektedir. Hair vd. (2010) sosyal bilimlerde varyans oranının en az %60 olması gerektiğini vurgulamaktadır. Büyüköztürk (2009) ise tek boyutlu ölçekler için açıklanan varyans oranının %30 ve üzerinde olması gerektiğini, çok boyutlu ölçekler için ise daha yüksek olması gerektiğinin altını çizmiştir. Bu kapsamda analiz sonucu elde edilen varyans oranının (%76.95) yapıyı açıklamada yeterli olduğu ve ölçeğin tek faktörlü bir yapıya sahip olduğu anlaşılmıştır.

Faktör sayısını belirlemede kullanılan bir diğer yöntem, faktör öz değerlerine dayalı oluşturulan Cartell'in scree plot çizgi grafiğinin incelenmesidir (Hair vd., 2010; Yong & Pearce, 2013). Grafik, özdeğerleri azalan sırada çizerek faktörler arasındaki farkları bir eğri olarak ortaya çıkarır ve kırılma noktası belirler (Park vd., 2002; Tinsley & Tinsley, 1987). Kırılma noktasının sol tarafında yer alan faktörler gerçek faktörler olarak kabul edilirken, sağ tarafta yer alan faktörler ise hata faktörleri olarak kabul edilir (Park vd., 2002; Tinsley & Tinsley, 1987). Bu yöntemin kabul görmesinin sebebi kırılma noktasının önemli veya büyük faktörleri küçük veya önemsiz faktörlerden ayırmasıdır (Ledesma & Valero-Mora, 2007). Bu kapsamda analiz sonucu ortaya çıkan Cartell'in scree plot grafiği Şekil 1'e sunulmuştur. Cartell'in scree plot grafiği incelendiğinde birinci faktör sonrasında grafikte bir kırılma noktası olduğu ve bu noktadan sonra grafiğin yatay bir görünüm oluşturduğu görülmektedir. Bu kapsamda ölçeğin tek faktörlü yapıda olduğu Cartell'in scree plot grafiği ile de doğrulanmıştır.

Şekil 1

Carttelli'n Scree Plot Grafiği



AFA ile ölçek maddelerinin ortak varyans değerleri (communalities) incelenmiştir. Ortak varyans değeri, bir maddenin ait olduğu faktörün toplam varyansı ne kadar açıkladığını belirler (Kline, 1994). Maddelerin ortak varyans değerlerinin .50'den daha büyük olması ölçek maddelerinin varyanslarının %50'sinden fazlasının faktör yapısı ile paylaşıldığı anlamına gelmekte ve bu nedenle .50'nin altında ortak varyansı olan maddelerin ölçekten çıkarılması ve faktör analizinin tekrarlanması önerilmektedir (Fabrigar vd., 1999; Hair vd., 2010; Yaşlıoğlu, 2017). Ortak varyans değerleri, faktör sayısının belirlenmesinde etkili olduğundan AFA'da önemlidir (Hair vd., 2010). Düşük ortak varyans değerleri faktör belirleme sonuçlarının doğru sonuç vermemesine sebep olabilir (Fabrigar vd., 1999). Ölçekte yer alan maddelerden 4, 5 ve 12. maddelerin ortak varyans değerlerinin .50'nin altında bir değere sahip olduğu tespit edildiğinden bu maddeler ölçekten çıkarılmıştır. Bu doğrultuda ölçek maddelerinden 4, 5, 12. maddeler düşük ortak varyans değerleri göz önüne alınarak sırasıyla ölçekten çıkarılarak yeniden AFA gerçekleştirilmiştir. Yinelene AFA ile ölçek maddelerinin ortak varyans değerlerine ilişkin bulgular Tablo 6'da sunulmuştur.

Ölçek geliştirme çalışmalarında madde faktör yük değerlerinin .40'in altında olmaması önerilmektedir (Kline, 1994). Ayrıca maddelerin tek faktör altında yer alması için en az .40 faktör yüküne sahip olması gerekmektedir (Field, 2013). Madde faktör yük değerlerinin yer aldığı Tablo 6 incelendiğinde faktör yük değerlerinin .798 ile .933 aralığında hesaplanmış olduğu ve .40'ın altında olan bir madde olmadığı görülmüştür. Bu nedenle bu aşamada başka herhangi bir maddenin ölçekten çıkarılmasına gerek olmadığı görülmüş ve bu maddelerin kararlı bir faktör yapısı oluşturduğu anlaşılmıştır. Bu kapsamda geliştirilen ölçek maddelerinin örgütsel kariyer desteği algısını anlamlı bir şekilde açıkladığı söylenebilir.

Tablo 6*Açımlayıcı Faktör Analizine İlişkin Bulgular*

Madde No	Faktör Yük Değerleri*	Ortak Varyans Değerleri	Tolerans	VIF	Toplam Açıklanan Varyans
1	.842	.709	.278	3.595	
2	.864	.747	.231	4.320	
3	.890	.792	.196	5.092	
6	.902	.813	.186	5.386	
7	.889	.790	.195	5.120	
8	.886	.785	.229	4.359	76.95
9	.904	.817	.192	5.215	
10	.933	.870	.140	7.142	
11	.798	.636	.349	2.862	
13	.858	.736	.268	3.736	

*Faktör yük değerleri için .40'ın altındaki değerler dikkate alınmamış (Kline, 1994) ve tabloda gösterilmemiştir.

4. 1. 3. 2. Doğrulayıcı Faktör Analizine İlişkin Bulgular

AFA sonucunda oraya konulan ölçeğin tek faktörlü yapısını test etmek için birinci düzey DFA yapılmıştır. DFA, ölçek geliştirme çalışmalarında ölçek yapısını doğrulamak ve yapının kuramsal bilgilere uygunluğunu test etmek için gerçekleştirilir (Byrne, 2010; Kline, 2005; Schumacker & Lomax, 2004; Worthington & Whittaker, 2006). Mevcut çalışmada DFA için 310 katılımcıdan veri toplanmıştır. Yeterli örneklem büyüklüğünün yanı sıra DFA öncesinde veri setinin hatasız veriler, kayıp veriler, çok değişkenli normallik, uç değerler ve çoklu doğrusallık sorunu açısından kontrol edilmesi önerilmektedir (Harrington, 2009; Ullman, 2012). Veri setinde hatalı ve kayıp değere rastlanmamıştır. Çoklu doğrusallık, tolerans ve VIF değerleri ile incelenmiştir. Tolerans değerlerinin .140 ile .342 arasında, VIF değerlerinin ise 2.921 ile 7.132 arasında olduğu görülmüştür. Tolerans değerlerinin .10'dan büyük olması (Field, 2013; Mertler & Vannatta, 2005) ve VIF değerlerinin 10'dan küçük olması (Çokluk vd., 2016; Hair vd., 2010; Salmerón vd., 2016) çoklu doğrusallık sorununun olmadığına işaret eder. Ayrıca çoklu doğrusallık sorunu olup olmadığını belirlemek için korelasyon matrisinin determinant katsayısı da incelenmiştir. Determinant katsayısı 5.403E-6 (>.00001) hesaplanmıştır. Determinant katsayısının .00001'in üzerinde olması çoklu doğrusallık sorunu olmadığını göstermektedir (Field, 2013). Daha sonra veriler çok değişkenli normallik varsayımı açısından incelenmiştir. Verilerin çok değişkenli normallik varsayımını sağlayıp sağlamadığının tespiti için Mardia'nın basıklık (Mardia's Kurtosis) değeri incelenmiştir (Tomarken & Waller, 2004). AMOS 22 istatistik programında yapılan analiz sonucunda bu değer 17.77 bulunmuştur. Garson (2012) Mardia'nın basıklık değerinin 3'ün, Byrne (2010) 5'in, Kline (1994) ise 8'in üstünde olmasının veri setinin çok değişkenli normalliği ihlal ettiğini belirtmiştir. Örneklem büyüklüğünün azaltılması istenmediğinden Mardia'nın basıklık değerini düşürmek için uç değerlere sahip verilerin silinmemesine karar verilmiştir. Ayrıca alanyazında DFA'da verilerin çok değişkenli normal dağılım göstermemesi durumunda Asymptotically Distribution Free (ADF) kestirim (tahmin) yönteminin tercih edilmesi önerilmektedir (Schermelleh-Engel vd., 2003; Schumacker & Lomax, 2010; Thompon, 2008). DFA'da kestirim yöntemi olarak ADF kestirim yönteminin kullanılması tercih edilerek sonuçların çok değişkenli normallik sorunundan etkilenmeden doğru sonuçlar vermesi hedeflenmiştir. Bu analizlerin sonuçları örneklemden elde edilen veri setinin DFA'ya uygun olduğunu göstermiştir.

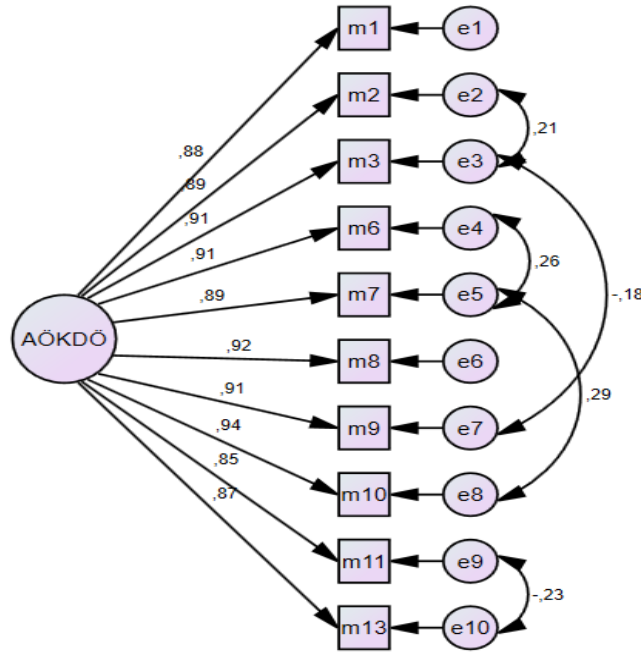
ADF kestirim yöntemi uygun ki-kare test istatistiği ve doğru standart hatalar ortaya çıkarma olanağı sağlayarak (Schermelleh-Engel vd., 2003) orta ile büyük örneklem ve normal olmayan verilerle yapılan DFA'da doğru sonuçlar vermektedir (Jones & Waller, 2013). Alanyazında yapılan araştırmalarda DFA'da 200'den fazla olan örneklem hacminin büyük örneklem olarak değerlendirildiği (Harrington, 2009; Kline, 2005) ve normallik varsayımını sağlamayan veriler için örneklemin 250'den büyük olması gerektiği raporlanmıştır (Hu & Bentler, 1999; Yu & Muthén,

2002). Benzer şekilde Raykov ve Marcoulides (2006), ADF kestirim yöntemi için örneklem hacminin değişken sayısının 10 katından daha fazla olması durumunda model uyumunun doğru sonuçlar vereceğini belirtmiştir. Bu kapsamda mevcut araştırmada 310 katılımcıdan elde edilen veriler ile ADF kestirim yöntemi ile DFA yapılmasının uygun olduğu görülmüştür.

Kestirim yönteminin belirlenmesi sonrasında ölçek maddelerinin standardize edilmiş regresyon katsayıları (madde faktör yükleri) incelenmiştir. Standardize edilmiş regresyon katsayıları gözlenen değişkenlerin gizil değişkenleri tahmin etme gücünü; bir başka deyişle ölçek maddelerinin her birinin ait olduğu boyutu temsil etme düzeyini ifade etmektedir (Comrey & Lee, 2009). Hair vd. (2010), DFA’da elde edilen standardize regresyon katsayılarının .50 ve üzerinde olması; .50’den daha düşük standardize regresyon katsayısına sahip maddelerin ölçekten çıkarılması gerektiğini belirtmiştir. Standardize edilmiş regresyon katsayılarının .50’nin üzerinde olması modelin test edilen ölçek için uygun olduğuna işaret eder (Fornell & Larcker, 1981). Standardize edilmiş regresyon katsayıları için .71 ve üzeri mükemmel, .63 ile .71 arası çok iyi, .55 ile .63 arası iyi, .45 ile .55 arası ise kabul edilebilir değerlerdir (Comrey & Lee, 2009). Ölçek maddelerinin standardize edilmiş regresyon katsayılarının .50’den büyük olması her bir maddenin ölçekle ilişkisinin güçlü olduğunu gösterir (Hair vd., 2010). Ölçeğe ilişkin DFA sonrasında elde edilen model Şekil 2’de sunulmuştur.

Şekil 2

AÖKDÖ Model Diyagramı



Şekil 2’de ölçek maddelerinin standardize edilmiş regresyon katsayılarının .85 ve .94 değerleri arasında olduğu .50’den düşük bir değer olmadığı; .71 üzerinde olduğu görülmüştür. Her bir maddenin ölçeği temsil ettiği; bir başka deyişle ölçek maddelerinin (gözlemlenen değişkenlerin) örgütsel kariyer desteği algısını (gizil değişkeni) mükemmel düzeyde tanımladığı söylenebilir.

DFA’da modelin doğrulanması uyum indeksleri ile incelenir (Byrne, 2010; Hu & Bentler, 1999; McDonald & Ho, 2002). Uyum indeksleri, tahmin edilen kovaryans matrisi ile gözlenen kovaryans matrisinin örtüşme miktarını belirler ve böylece yapının doğruluğu hakkında bilgi verir

(Raykov & Marcoulides, 2006). En sık incelenen ve raporlanan uyum indeksleri CFI (Comparative Fit Index), GFI (Goodness-of-Fit Index), NFI (Normed Fit Index) ve NNFI'dır (Non-Normed Fit Index) (McDonald & Ho, 2002). Hooper vd. (2008) hangi indekslerin raporlanacağına karar verirken en sık kullanılanlara göre hareket etmenin iyi bir uygulama olmadığını belirtir. Model uyumunun değerlendirilmesi için çok çeşitli indekslerin incelenmesi ve raporlanması gereklidir (Schermelleh-Engel vd., 2003). Bunun sebebi her bir indeksin model uyumunun başka bir yönünü ortaya koyması ve bu nedenle sınırlı bir bilgi vermesidir (Hooper vd., 2008; Raykov & Marcoulides, 2006). Ayrıca bu istatistiklerden bir kısmı örneklem büyüklüğüne bir kısmı serbestlik derecesine aşırı duyarlı iken, bir kısmı ise modelin karmaşıklığına ya da basitliğine duyarlılık göstermektedir (Yaşlıoğlu, 2017). Bu nedenle birden çok indeks değeri sonucuna dayalı olarak uyumluluğu test etmek gerekir (Byrne, 2010). Bu doğrultuda mevcut araştırmada CMIN/df (Chi-Square Goodness Of Fit/df), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), GFI (Goodness-of-Fit Index), AGFI (Adjustment Goodness Of Fit Index), NFI (Normed Fit Index), NNFI (Non-Normed Fit Index), CFI (Comparative Fit Index), IFI (Incremental Fit Index), SRMR (Standardized-Root Mean Square Residual), (Incremental Fit Index), PNFI (Parsimony Goodness-of-Fit Index), PCFI (Parsimony Comparative Fit Index) ve PGFI (Parsimony Normed Fit Index) uyum indeksleri incelenmiştir. Analiz sonucunda uyum indekslerinin iyileştirilmesi için programda belirtilen modifikasyon indeksleri (düzeltme indeks önerileri) incelenmiş, m2-m3, m3-m9, m6-m7, m7-m10 ve m11-m13 maddeleri arasında hata kovaryansı eklenerek model tekrar test edilmiştir. Düzeltme indeksleri modelin yanlış tanımlanmasına ilişkin potansiyel kaynakların belirlenmesine yardımcı olarak modelin verilere daha iyi uyacak şekilde değiştirilmesi için rehberlik eder (Savalei, 2012). Düzeltme indeksi yüksek olan iki değişken arasında kurulan kovaryans modelin daha uygun hale gelmesine sağlar (Jöreskog & Sörbom, 1993). Böylece daha iyi uyum gösteren ve yorumlanabilir bir yeni model oluşturulabilmektedir (Diamantopoulos, 1994). Mevcut araştırmada gerçekleştirilen modifikasyonlar ile ölçme modelinin doğrulandığı anlaşılmıştır. Model uyum indeksleri, bu indeksler için iyi uyum ölçütleri ile test edilen ölçek uyum değerlerine ilişkin bulgular Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7

Model Uyum İndeksleri, Uyum Ölçütleri ve Ölçek Uyum Değerlerine İlişkin Bulgular

Uyum İndeksleri	Uyum Ölçütü	Ölçek Uyum Değerleri	Uyum Durumu
CMIN/df	CMIN/df ≤ 2 (Kline, 2005; Schermelleh-Engel vd., 2003)	1.33	Mükemmel
RMSEA	RMESA ≤ .05 (Hu ve Bentler, 1999;)	.03	Mükemmel
GFI	GFI ≥ .95 (Hooper vd., 2008; Schermelleh-Engel vd., 2003)	.96	Mükemmel
AGFI	AGFI ≥ .90 (Hooper vd., 2008; Schumacker & Lomax; 2004)	.93	Mükemmel
NFI	NFI ≥ .95 (Byrne, 2010; Hu & Bentler, 1998; Marsh vd., 2006)	.88	Düşük
TLI (NNFI)	TLI ≥ .95 (Hu & Bentler, 1999; Marsh vd., 2006)	.95	Mükemmel
CFI	CFI ≥ .95 (Hu & Bentler, 1998; Marsh vd., 2006)	.97	Mükemmel
IFI	IFI ≥ .95 (Hu & Bentler, 1999; Marsh vd., 2006)	.97	Mükemmel
SRMR	SRMR ≤ .08 (Hu & Bentler, 1999)	.06	Kabul edilebilir
PNFI	PNFI ≥ .50 (Hu & Bentler, 1999; Mulaik vd., 1989)	.59	Kabul edilebilir
PCFI	PCFI ≥ .50 (Zhang vd., 2012)	.64	Kabul edilebilir
PGFI	PGFI ≥ .50 (Mulaik vd., 1989)	.53	Kabul edilebilir

Tablo 7'de CMIN/df (1.35), RMSEA (.03), GFI (.96), AGFI (.93), CFI (.97) ve TLI (.95) model uyum indeksleri çerçevesinde ölçeğin hesaplanan uyum değerlerinin iyi uyum değerleri içerisinde yer aldığı belirlenmiştir. NFI değerinin (.88) düşük uyum değerinde olduğu görülmektedir. Bentler (1990) test edilen model doğru olsa bile NFI'nın iyi uyum değerini sağlamadığını belirtir. Bunun nedeni NFI'nın örneklem büyüklüğünden etkilenmesidir (Bearden vd., 1982). Bu soruna karşılık Bentler ve Bonett (1980), Tucker ve Lewis'in (1973) çalışmasını genişleterek örneklem büyüklüğünden daha az etkilenen uyum indekslerinden biri olan ve TLI

olarak da bilinen NNFI'nın kullanılmasını önermiştir (Hu & Bentler, 1998). NFI iyi uyum değerinin altında yer alsa da diğer uyum değerleri iyi uyum değerlerinde olduğu ve TLI değeri (.95) iyi uyum değerine sahip olduğu için model-veri uyumunun sağlandığı söylenebilir. İndekslerin çoğunluğunun iyi uyuma sahip olması modelin geçerliği için esas alınabilir (Schermelleh-Engel vd., 2003; Tabachnick & Fidell, 2012). Bu kapsamda DFA sonucunda ölçme modelinin tek faktörlü yapısı doğrulanmıştır.

4. 1. 3. 3. Yakınsama Geçerliğe İlişkin Bulgular

Yapısal geçerliği belirlemek için kullanılacak bir diğer analiz yakınsama geçerliğidir. Ölçek geliştirme çalışmalarında ölçeğin yapı geçerliğinin belirlenmesi için yakınsama geçerliği test edilmelidir (Sekaran & Bougie, 2003). Yakınsama geçerliği, bir faktörü oluşturan tüm maddelerin birbirleriyle ve ait oldukları faktör ile ilişkili olması ve o faktörü değerlendirme derecesini ifade eder (Hair vd., 2010). Yakınsama geçerliği için bir faktörde yer alan standardize faktör yüklerinin .70'den, faktörün ortalama varyans değerinin .50'den ve hesaplanan bileşik güvenilirlik (Composite reliability-CR) ve Cronbach Alfa güvenilirlik değerlerinin ortalama varyans değerinden (Average Variance Extracted-AVE) büyük olması gerekmektedir (Fornell & Larcker, 1981; Hair vd., 2010). AVE değeri, ilgili faktörde yer alan maddelerin standardize faktör yüklerinin karelerinin toplamının aritmetik ortalaması alınarak hesaplanır (Hair vd., 2010). DFA sonucunda elde edilen bulgular ile ölçeğin yakınsama geçerliğini test etmek amacıyla AVE; ayrıca güvenilirlik analizleri kapsamında CR ve Cronbach Alfa değeri hesaplanmıştır. Ölçek maddelerine ilişkin standardize faktör yük değerleri, CR ve Cronbach Alfa değeri ile AVE değerine ilişkin bulgular Tablo 8'de sunulmuştur. Yanı sıra tek boyutlu ölçeklerde maddeler arasındaki ilişkilerin yüksek olması da yakınsak geçerliğin sağlandığına işaret eder (Lee, 2006). Bu kapsamda ölçek maddelerine ilişkin DFA veri setinden elde edilen korelasyon matrisi incelenmiştir. Ölçek maddeleri arasındaki korelasyon katsayılarının .60'tan yüksek olması yakınsak geçerlik göstergesidir (Campbell & Fiske, 1959). Ölçek maddelerinin korelasyon katsayılarının .64 ile .87 değerleri arasında olduğu tespit edilmiştir. Bu analizler ölçek maddeleri arasında yeterli düzeyde bir ilişkili olduğunu göstermektedir.

Tablo 8

Ölçeğin Yakınsama Geçerliğine İlişkin Bulgular

Madde No	1	2	3	6	7	8	9	10	11	13
Standardize Faktör Yüğü	.88	.89	.91	.91	.89	.92	.91	.94	.85	.87
Güvenirlik Değerleri	CR*= .98									
AVE	Cronbach Alfa*= .97									
	.81									

* CR ve Cronbach Alfa değerleriyle ilgili bilgiler güvenilirlik bölümünde sunulmuştur.

Tablo 8'de maddelere ait standardize faktör yüklerinin .85 ve .94 aralığında ve her birinin .70'in üstünde, AVE değerinin (.81) .50'den büyük olduğu ve hesaplanan CR ve Cronbach Alfa değerlerinin (sırasıyla .98 ve .97) AVE değerinden büyük olduğu görülmektedir. Bu bulgular ölçeğin örgütsel kariyer desteği algısını ölçmede geçerli bir ölçek olduğunu ortaya koymuştur.

4. 1. 3. 4. Ölçüt Bağımlı Geçerliğe İlişkin Bulgular

Ölçek geliştirme çalışmalarında geliştirilen ölçeğin geçerliğinin test edilmesinde kullanılan yöntemlerden biri de ölçüt bağımlı geçerliğin test edilmesidir. Cureton (1951), bir ölçme aracının geçerliğinin, test edilen ölçekten elde edilen ölçek puanları ile daha önce kabul gören ve benzer yapıyı ölçen başka bir ölçekten elde edilen puanlar arasındaki ilişkisinin karşılaştırılmasıyla test edilebileceğini ve bu yönteminin geçerliğin test edilmesinde en uygun yöntem olduğunu belirtir. Objektif ve oldukça kullanışlı bir yöntem olan (Shaw & Crisp, 2011) ölçüt bağımlı geçerlik, test edilen ölçeğin geçerliği belirlenmiş bir dış kriterle ilişkisi olarak tanımlanır (Cohen & Swerdlik, 2010). Ölçek puanları arasındaki ilişkiyi ölçmek ve ilişkinin derecesini ifade etmek için

korelasyon katsayısı kullanır (Sedgwick, 2012). Bu çalışmada Pearson Momentler Çarpımı Korelasyon Katsayısı hesaplanmıştır.

Alanyazında ölçüt bağıntılı geçerlik için algılanan örgütsel kariyer desteğini ölçen bir ölçeğe ulaşamadığından örgütsel kariyer yönetimine ilişkin ölçekler incelenmiştir. Örgütsel kariyer yönetimi, çalışanların kariyer gelişimlerinin sağlanması veya çalışanın örgütün hiyerarşik kademelerindeki ilerleme sürecinin takip edilerek yönetilmesidir (Armstrong, 2012). Bu kapsamda ölçüt bağıntılı geçerlik için benzer özelliği ölçtüğü tespit edilen Cheung vd. (2014) tarafından geliştirilen ve Davras (2019) tarafından Türkçe'ye uyarlanan "Algılanan Örgütsel Kariyer Yönetimi Ölçeği-AÖKYÖ" kullanılmıştır. Tek boyutlu, 4 maddeden oluşan ölçek 5'li likert tipi derecelendirme ile (1) Kesinlikle Katılmıyorum, (2) Katılmıyorum, (3) Kararsızım, (4) Katılıyorum, (5) Kesinlikle Katılıyorum şeklinde derecelendirilmiştir. Ölçekten alınan yüksek puanlar, çalışanların örgütsel kariyer yönetimi algılarının yüksek olduğu anlamına gelmektedir. Davras'ın (2019) çalışmasında, ölçeğin Cronbach Alfa güvenirlik katsayısı .95 olarak belirlenmiştir. Bu çalışmada hesaplanan Cronbach alfa güvenirlik katsayısı ise .89'dur. Ölçek maddelerindeki "çalıştığım otel" ifadesi "kurumum" olarak değiştirilerek kullanılmıştır. Maddeler "Kurumum kariyer gelişimimle ilgilenmektedir. Kurumum kariyer beklentilerimle ilgilenir. Kurumumda kariyer ile ilgili eğitimler verilmektedir. Kurumumda kariyer hedeflerimi gerçekleştirilebilmek için imkanlar sunulur." şeklindedir.

Ölçüt bağıntılı geçerliği test etmek üzere 186 öğretmenden oluşan örneklem grubuna her iki ölçek eş zamanlı olarak uygulanmıştır. Ölçek puanları arasındaki korelasyon analizleri öncesinde her iki ölçek ile elde edilen veri setleri hatasız veriler, kayıp veriler, uç değerler, çok değişkenli normallik açısından incelenmiştir. Veri setlerinde hatalı veya kayıp değere rastlanmamıştır. Çok değişkenliği normallüğün sağlanması tekli normallüğün de sağlanmış olduğunu gösterir (Hair vd., 2010). Bu nedenle ayrıca tek değişkenli normallik analizi yapılmamıştır. Alanyazında birçok araştırmacı tarafından tek değişkenli normallik dağılımının Pearson korelasyon katsayısının hesaplanması için yeterli olduğu ifade edilse de Pearson korelasyon katsayısının, verilerin çok değişkenli normal dağılımdan gelmesi durumunda değişkenler arasındaki ilişkiyi tam olarak karakterize ettiği belirtilir (UTSA, 2021). Çok değişkenli normallik varsayımını sağlayıp sağlamadığının tespiti için Mardia'nın basıklık (Mardia's Kurtosis) değeri incelemiştir. Mahalanobis uzaklıklarının hesaplanması ile tespit edilen yedi uç değer veri setinden çıkarılmıştır. 179 veri ile analize devam edilmiştir. AMOS 22 istatistik programında yapılan analiz sonucunda test edilen ölçek ve ölçüt olarak belirlenen ölçek ile elde edilen veri setlerinin Mardia'nın basıklık değerleri sırasıyla 2.75 ve 2.61 bulunmuştur. Garson (2012) Mardia'nın basıklık değerinin 3'ün, Byrne (2010) 5'in, Kline (2005) ise 8'in altında olmasının veri setinin çok değişkenli normallüğü sağladığını belirtmiştir. Her iki ölçekten elde edilen veri setlerinin çok değişkenli normallik varsayımını sağladığı görülmüştür. Ayrıca ilişkileri test edilecek ölçekler aralıklı ölçek ve aralarında doğrusal bir ilişki bulunmaktadır. Doğrusal ilişkinin varlığı Scatter Plot grafiği ile gözlenmiştir. Bu nedenle ölçüt bağıntılı geçerlik çalışması kapsamında, test edilen ölçekten (AÖKDÖ) alınan puanlarla ölçüt ölçekten (AÖKYÖ) elde edilen puanlar arasındaki ilişki, Pearson Momentler Çarpımı Korelasyon Katsayısı ile analiz edilmiştir. Korelasyon analizi yapılabilmesi için iki değişken eşit aralıklı veya eşit oranlı ölçekle ölçülmeli, değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olmalı, verilerde uç değerler bulunmamalı ve veriler normal dağılıma sahip olmalıdır (Sedgwick, 2012). Analiz sonucunda iki ölçekten alınan puanlar arasında hesaplanan korelasyon katsayısı .79 ($r = .79; p < .01$) olarak bulunmuştur. Pearson korelasyon katsayısı -1'den +1'e kadar değer alır ve değer -1 veya +1'e ne kadar yakınsa ilişki o kadar güçlüdür (Sedgwick, 2012). Nitekim bu çalışmada hesaplanan korelasyon katsayısı .79 olarak belirlenmiştir. Analiz sonucunda, AÖKDÖ ile AÖKYÖ'den elde edilen puanlar arasında yüksek düzeyde anlamlı bir ilişki olduğu görülmüştür. Bu bulgu, AÖKDÖ'nün ölçüt bağıntılı geçerliğe sahip olduğunu göstermiştir.

4.2. Ölçeğin Güvenirlik Analizine İlişkin Bulgular

Güvenirlik bir ölçme aracının tekrarlanan ölçümlerde tutarlı ölçme sonuçları verebilmesidir (Ajayi & Omirin, 2012; Creswell, 2015). Bir başka deyişle bir ölçeğin iki ölçümünün birbiriyle uyum derecesi ve ölçme sonuçlarının tesadüfi hatalardan arınmış olmasıdır (Field, 2013). Mevcut çalışmada ölçeğin güvenilirlik analizleri Cronbach Alfa katsayısının, bileşik güvenilirlik değerinin, madde-toplam puan korelasyon katsayılarının, Ferguson Delta katsayısının hesaplanması ile test yarılama ve alt-üst %27'lik grup yöntemleri ile gerçekleştirilmiştir. Yapılan analizlere ve analiz bulgularına ilişkin bilgiler ayrıntılı olarak her bir analiz başlığı altında açıklanmıştır.

4.2.1. Cronbach Alpha Katsayısına İlişkin Bulgular

Ölçek geliştirme çalışmalarında güvenilirlik göstergesi olarak Cronbach Alfa katsayısından faydalanılması önerilmektedir (Fraenkel vd., 2012). Yorumlaması kolay ve tek uygulamaya dayanan Cronbach Alpha katsayısı ile güvenilirliğin belirlenmesi en yaygın kullanılan yöntemdir (Pallant, 2001; Yang & Green, 2011). Yapılan AFA sonucunda tek faktörlü olduğu belirlenen ölçeğin Cronbach Alfa güvenilirlik katsayısı hesaplanmıştır. Bu değer .97 olarak belirlenmiştir. Likert tipi bir ölçekte güvenilirlik katsayısının mümkün olduğunca 1'e yakın olması gerektiği, .70'in üzerinde Cronbach Alpha katsayısı değerine sahip ölçeğin güvenilir olduğu belirtilmektedir (Hair vd., 2010; Kline, 2005). Carmines ve Zeller'in (1979), Lance vd. (2006) ile Nunnally ve Bernstein (1994) ise güvenilirlik katsayısının .80 olmasını önerir. .90'dan yüksek olması ise mükemmel düzeyde güvenilirliği ifade eder (Cicchetti, 1994). Bu kapsamda geliştirilen ölçeğin güvenilirliğinin mükemmel düzeyde olduğu tespit edilmiştir.

4.2.2. Bileşik Güvenirlik Değerine İlişkin Bulgular

Alanyazında ölçek geliştirme çalışmalarında güvenilirliğin belirlenmesinde sıklıkla kullanılmasına rağmen bazı araştırmacılar Cronbach Alfa katsayısının güvenilirliği olduğundan düşük tahmin ettiğini (Peterson & Kim, 2013; Smith, 1974); ölçek madde sayısından etkilendiğini, madde sayısı az olan ölçeklerde gerçek güvenilirlik değerine ulaşamayacağını raporlayan araştırmalar mevcuttur (Osburn, 2000; Pallant, 2001). Yanı sıra Cronbach Alfa katsayısı, eşit faktör yük varsayımı ile ölçüm sonucunu belirlediğinden ölçek yapısında var olabilecek gizli bir yapının güvenilirliğini göz ardı edebilmektedir (Novick & Lewis, 1967). Ayrıca ölçme uygulamalarında çoğu zaman eşdeğer maddelerden oluşan ölçümler yapmak da oldukça zordur (Sacon, 2000). Cronbach Alfa katsayısına bir alternatif ya da bir kontrol aracı olarak bileşik güvenilirlik değeri (CR) kullanılmalıdır (Peterson & Kim, 2013). CR değerinin hesaplanması, maddeler arasında eşit faktör yük varsayımı gerektirmez (Cheung vd., 2023) ve Cronbach Alfa katsayısına göre daha doğru bir güvenilirlik tahmini sağlar (Martinkova & Zvara, 2010). Bu nedenle güvenilirlik analizlerinde CR değerinin de hesaplanması önerilir (Wang & Stanley, 1970). Bileşik güvenilirlik, örgütsel araştırmalarda en sık kullanılan ikinci güvenilirlik katsayısıdır (Peterson & Kim, 2013). Bu değer, DFA'dan elde edilen standardize edilmiş faktör yük ve standart hata değerlerine dayalı olarak hesaplanır (Hair, 2010; Yang & Green, 2011). Mevcut çalışmada test edilen ölçeğin CR değeri .98 olarak hesaplanmıştır. CR değerinin .70'in üzerinde olması ölçekten elde edilen ölçme sonuçlarının güvenilir olduğuna işaret eder (Fornell & Larcker, 1981). Bu kapsamda geliştirilen ölçeğin güvenilirliği CR değeri ile de doğrulanmıştır.

4.2.3. Madde-Toplam Puan Korelasyon Katsayılarına İlişkin Bulgular

Ölçeğe ilişkin güvenilirlik analizi kapsamında madde-toplam puan korelasyon katsayıları incelenmiştir. Madde-toplam puan korelasyon katsayıları maddelerin her birinden elde edilen puan ile toplam puan arasındaki ilişkiyi açıklar ve ölçek puanlarının güvenilirliğiyle doğrudan ilişkilidir (Nunnally & Bernstein, 1994). Ayrıca madde-toplam korelasyonu, ölçeğin ayırt edicilik özelliğini de ortaya koyar. Bir başka deyişle ölçeğin katılımcılardan elde edilen yüksek ve düşük puanlar arasında ayırım yapabildiğini gösterir (Ji, 1999). Madde-toplam korelasyon katsayılarının özellikle ölçekte yer alan madde sayısının az olduğu durumlarda incelenmesi önerilmektedir

(Ferketich, 1991). Her bir madde ile o maddeyi hariç tutan ölçek puanı arasındaki korelasyon değerlendirilerek hesaplanır. Ölçek geliştirme çalışmaları kapsamında madde-toplam korelasyon katsayısı .30'dan düşük olan maddelerin ölçekten çıkarılması önerilmektedir (Field, 2013; Kline, 2000; Nunnally & Bernstein, 1994). Bu kapsamda yapılan analiz sonucunda .30'dan küçük madde-toplam korelasyon katsayısına sahip madde olmadığından bu aşamada ölçekten herhangi bir madde çıkarılmamıştır. DFA analizlerinde kullanılan 310 öğretmenden oluşan veri seti ile yapılan ölçek maddelerine ilişkin madde-toplam korelasyon katsayıları Tablo 9'da sunulmuştur.

Tablo 9

Madde-Toplam Puan Korelasyon Katsayılarına İlişkin Bulgular

Madde No	1	2	3	6	7	8	9	10	11	13
Düzeltilmiş Madde Toplam Korelasyonu	.84	.86	.88	.89	.88	.88	.89	.92	.79	.84
Madde Çıkarıldığında Ölçeğin Cronbach Alfa Değeri	.97	.97	.97	.97	.97	.97	.97	.97	.97	.97

Tablo 9'da madde-toplam puan korelasyon katsayılarının tamamının .30'dan (.84-.92) büyük olduğu görülmektedir. Ayrıca ölçek maddelerinden her birinin ölçekten çıkarıldığında ölçeğin Cronbach Alfa güvenilirlik katsayısının .97 olduğu, bu değer ölçeğin bulunan Cronbach Alfa güvenilirlik katsayısı (.97) ile aynı olduğu görülmektedir. Bu durumda ölçekten herhangi bir madde çıkarılmasına gerek olmadığı tespit edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre her bir ölçek maddesinin ölçeğin tamamı ile ilişkili olduğu, aynı yapıyı (örgütsel kariyer desteği algısı) ölçtüğü ve aynı zamanda ayırt ediciliğe sahip olduğu anlaşılmıştır. Bu bulgular ölçeğin güvenilirliğinin yüksek olduğunun göstergesidir.

4. 2. 4. Test Yarılama Yöntemine İlişkin Bulgular

Test yarılama yöntemi, bir ölçeğin maddelerinin iki forma ayrılarak bu formlardan elde edilen ölçümler arasındaki tutarlılığın belirlenmesidir (Ajayi & Omirin, 2012). Bu yöntem örneklemin yarılarından aldıkları puanlar arasındaki ilişki ile güvenilirlik analizi yapılmasını sağlar (Carmines & Zelleri, 1979). İki formun oluşturulmasında ölçeğin nasıl yarıya bölüneceği güvenilirliğin doğru tespiti açısından önemlidir (Urbina, 2004). Formlar oluşturulurken ölçek maddelerinin ilk ve son yarısında yer alan maddelerin gruplandırılması, tek ve çift numaralı maddelerin gruplandırılması, madde güçlüğüne göre tek ve çift numaralı maddelerin gruplandırılması, rastlantısal gruplandırma ve içerik eşleştirerek gruplandırma yöntemleri kullanılır (Crocker & Algina, 2008). Gruplandırmanın tek ve çift numaralı ölçek maddelerine göre yapılmasının uygun olduğu yönünde alanyazında genel bir fikir birliği vardır (Ajayi & Omirin, 2012). Test Yarılama Yönteminde ölçeğin tamamı örneklem grubuna uygulanır ve her bir formdan elde edilen ölçüm sonuçları arasındaki güvenilirlik katsayıları ile iki yarı güvenilirliği test edilir. Güvenirliğin belirlenmesi için iki formdan elde edilen puanlar arasındaki korelasyonun hesaplanmasında Spearman-Brown katsayısı, Guttman Split-Half katsayısı, Rulon katsayısı ve Flanagan katsayısından yararlanılır. Hangi katsayının kullanılacağı iki formun eşdeğer olup olmadığının belirlenmesi ile tespit edilir. Test yarılama yöntemi, madde varyanslarına dayalı bir yöntem olduğundan formların eşdeğerliği için varyansları karşılaştırılmalıdır (Crocker & Algina, 2008). Gulliksen (1967) iki formun eşdeğer olması için varyanslarının birbirine eşit olması gerektiğini belirtmiştir. Yarılama sonrasında eş değer formlar elde edildiyse iki formdan elde edilen puanlar arasındaki ilişkinin belirlenmesi için Spearman-Brown katsayısı ve Guttman Split-Half katsayısı (Gulliksen, 1967), formların eş değer olmaması durumunda ise Rulon Katsayısı ve Flanagan katsayısı kullanılır (Feldt & Charter, 2003). Öte yandan alanyazında ölçeğin iki yarısına ilişkin varyanslar arasındaki fark küçük veya orta düzeydeyse bu katsayıların benzer sonuçlar verdiğini raporlayan araştırmalar da mevcuttur (Karasar, 1995; Warrens, 2015).

Mevcut çalışmada oluşturulan 10 maddelik ölçek iki forma ayrılmıştır. İki form oluşturulurken ölçek maddeleri numaralarına göre tek ve çift olarak gruplandırılmıştır. Test

yarılama yöntemi analizi, DFA analizinde kullanılan 310 öğretmenden oluşan veri seti ile SPSS 27 istatistik paket programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Formların eşdeğerliğinin tespitinde varyans değerleri incelenmiştir. Birinci ve ikinci formdan elde edilen verilerin varyans değerleri sırasıyla .96 ve 1.00 olarak tespit edilmiştir. Varyans değerleri arasındaki farkın küçük olduğu tespit edilmiştir. Analiz sonucunda test yarılama korelasyon katsayısı .96, Spearman-Brown katsayısı .98, Flanagan katsayısı .99 ve Rulan katsayısı .99 olarak tespit edilmiştir. Baştürk vd. (2013) iki yarıya ilişkin varyansların eşit olmaması durumunda Spearman-Brown katsayısı kullanılırsa güvenilirlik katsayısını gerçek güvenilirlik katsayısından biraz daha düşük verdiğini belirtmiştir. Elde edilen güvenilirlik katsayılarının en az .70 ve tercihen daha yüksek olması durumunda ölçeğin güvenilir olduğu kabul edilmektedir (Fornell & Larcker, 1981; Fraenkel vd., 2012; Nunnally & Bernstein, 1994). Ayrıca güvenilirlik katsayısının .90'dan yüksek olması ise mükemmel düzeyde güvenilirliği ifade eder (Cicchetti, 1994). Analiz sonuçları doğrultusunda katılımcıların ölçeğin iki yarısına verdikleri cevaplar arasında pozitif yönde güçlü bir ilişkinin olduğu, ölçeğin test yarılama güvenilirliğine ilişkin ölçütleri karşıladığı anlaşılmıştır.

4. 2. 5. Alt-üst %27'lik Grup Yöntemine İlişkin Bulgular

Ölçeğin güvenilirliğine ilişkin son olarak alt-üst %27'lik gruplara dayalı güvenilirlik testi yapılmıştır. Bir ölçeğin, ölçmeyi amaçladığı özelliğe farklı düzeylerde sahip olan katılımcıları birbirinden ayırt edebilmesi gerekir. Bu özellik, ölçme aracının ayırt edici olduğunu ifade etmektedir (İlhan vd., 2019). Bu yöntemde katılımcılar ölçekten aldıkları toplam puana göre büyükten küçüğe doğru sıralanır. Bu sıralamada en düşük puana sahip olan %27'lik dilim "alt grup" ve en yüksek puana sahip olan %27'lik dilim ise "üst grup" olarak belirlenir (Kelley, 1939). Alanyazında alt-üst grup karşılaştırmasında analiz için yeterli veriyi sağlarken farklılıkları maksimuma çıkarması ve istikrarlı olması nedeniyle %27 alt ve %27 üst grubun seçilmesi önerilmiştir (Kelley, 1939). Bu kapsamda test edilen AÖKDÖ'nün %27'lik alt grup ve %27'lik üst grupta yer alan öğretmenlerin ölçek maddelerine verdikleri cevapların toplam puanları arasındaki ilişki test edilmiştir. Gruplar arasında gözlenen farkların anlamlı olması, testin ayırt ediciliğe sahip olduğunun ve güvenilirliğinin bir göstergesi olarak değerlendirilir (Büyüköztürk, 2009). Ayrıca ölçeğin her bir maddesinin ayırt ediciliğinin test edilmesi amacıyla alt-üst gruplara dayalı madde analizi gerçekleştirilmiştir. Madde analizi için %27'lik alt grup ve %27'lik üst grupta bulunan öğretmenlerin maddelere verdikleri cevapların toplamaları (madde toplam puanları) arasındaki ilişki test edilmiştir. Alt-üst %27'lik grupların madde toplam puanları farkının test edilmesi madde ayırt ediciliğinin tespit edilmesinde kullanılan yöntemlerden biridir (Büyüköztürk, 2009). Analizler, DFA analizinde kullanılan 310 öğretmenden oluşan veri seti ile SPSS 27 istatistik paket programı kullanılarak yapılmıştır. %27'lik alt grup ve %27'lik üst grupta yer alan 84'er öğretmenin toplam puanları ve her bir maddenin toplam puanları bağımsız gruplar için t-testi ile karşılaştırılmıştır. Analiz sonuçları Tablo 10'da sunulmuştur.

Tablo 10

Alt-Üst %27'lik Grup Yöntemine İlişkin Bulgular

Madde No	Alt %27'lik Grup (N=84)		Üst %27'lik Grup (N=84)			
	Ortalama	Standart Sapma	Ortalama	Standart Sapma		
1	2.06	.87	4.62	.49	-23.53	.00
2	1.92	.78	4.48	.50	-25.30	.00
3	1.99	.81	4.49	.53	-23.64	.00
6	2.02	.73	4.56	.50	-26.33	.00
7	2.35	.90	4.54	.53	-19.29	.00
8	2.00	.68	4.24	.55	-23.50	.00
9	2.07	.73	4.33	.52	-23.21	.00
10	2.12	.75	4.48	.50	-23.91	.00
11	2.26	.93	4.32	.60	-16.98	.00
13	2.04	.83	4.55	.50	-23.79	.00
AÖKDÖ	20.82	5.61	44.60	3.55	-32.83	.00

p<.01

Tablo 10’da ölçeğin tamamından elde edilen alt ve üst gruplara ait madde toplam puanları arasında anlamlı fark olduğu görülmektedir ($t=-32.83$; $p<.01$). Gruplar arasındaki farkın anlamlı olduğunun tespit edilmesi, ölçeğin sahip olunan düşük ve yüksek örgütsel kariyer desteği algısına sahip öğretmenleri ayırt edebildiğini ifade etmektedir. Bu kapsamda ölçeğin ayırt edici ve güvenilir olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca Tablo 10’da her bir maddeye verilen cevapların alt ve üst gruplara ait madde toplamları arasında da anlamlı fark olduğu görülmektedir. Her bir madde için analiz sonuçları incelendiğinde, t değerlerinin 16.98 ($p<.01$) ile 26.33 ($p<.01$) aralığında ve bu değerler arasında anlamlı fark olduğu görülmektedir. Ölçekte yer alan 10 maddenin her birine verilen cevapların alt ve üst gruplara ait madde toplam puanları arasındaki farkın anlamlı olarak tespit edilmesi, her bir maddenin katılımcıların sahip oldukları örgütsel kariyer desteği algıları arasındaki farklılıkları ortaya çıkarabildiğini ifade etmektedir. Bu kapsamda her bir maddenin ayırt edici güçte olduğu ve ölçekte kalması gerektiği tespit edilmiştir. Herhangi bir madde için t testinin sonucunda alt grup ile üst grup toplam puanları arasında anlamlı bir farklılık olması maddenin ayırt ediciliğinin yüksek olduğuna işaret etmektedir (Krishnan, 2013).

4. 2. 6. Ferguson Delta Katsayısına İlişkin Bulgular

Ölçeğin güvenilirlik analizleri kapsamında ayırt ediciliğinin tespit edilmesi için Ferguson Delta Katsayısı hesaplanmıştır. Ferguson Delta Katsayısı, ölçeği cevaplayan katılımcıların puanları arasındaki farklılaşmayı esas alan ve ölçme aracının geneline ilişkin bir ayırt edicilik indeksidir (Eggen vd., 2017). Norman (2008) bir ölçeğin ayırt ediciliğini güvenilirliği için bir kanıt olarak değerlendirmektedir. Bir ölçekte daha iyi bir ayırım gösterdiği varsayıldığından ölçek madde toplam puanlarının geniş bir puan aralığında dağılımı amaçlanır (Kline, 2000). Ferguson Delta katsayısı, katılımcılar arası farklılıkların gözlemlenen sayısının mümkün olan teorik maksimum sayıya oranlanması ile bulunur (Hankins, 2008). Katsayı 0 ile 1 aralığında değerler alır (Kline, 2000).

Mevcut çalışmada Ferguson Delta katsayısını hesaplamak için DFA analizinde kullanılan 310 öğretmenden oluşan veri seti kullanılmıştır. Öncelikle katılımcıların ölçme aracından aldıkları puanlara ilişkin frekans değerleri Microsoft Excel programında tespit edilmiştir. Daha sonra Hankins’in (2008) çok kategorili puanlanan ölçme araçları için genelleştirdiği $\delta = [1+k(m-1)] [n^2 - \sum f^2] / n^2k(m-1)$ formülü kullanılmıştır. Formülde k ölçme aracındaki madde sayısını, n örneklem sayısını, f her bir katılımcı puanına ilişkin frekans değerini ve m cevap kategorilerinin sayısını ifade eder. Ferguson Delta katsayısı .98 olarak hesaplanmıştır. Değerin .90 ölçütü, ölçme aracının yeterli ayırt edicilikte olduğuna işaret eder (Kline, 2000). Bu kapsamda ölçeğin ayırt edici özelliğe sahip olduğu tespit edilmiştir.

4. 3. Ölçeğe Son Şeklinin Verilmesi ve Puanlanması

Ölçeğin geçerlik ve güvenilirlik analizlerinin yapılmasından sonra ölçek maddeleri son olarak numaralandırılarak ölçeğe son şekli verilmiş ve Tablo 12’de sunulmuştur. Ölçek 10 madde ve tek boyuttan oluşmaktadır. Ölçekte yer alan maddeler arasında ters puanlanan madde bulunmamaktadır. Maddeler, 1 puan (Kesinlikle Katılmıyorum) ve 5 puan (Kesinlikle Katılıyorum) arasında puanlanmaktadır. Ölçüm düzeyleri, ölçekten alınabilecek en düşük ve en yüksek puan değerlerine göre veri aralıkları kullanılarak sınıflandırılır (Özdamar, 2015). Bu doğrultuda ölçekten alınabilecek en yüksek puan (50 puan) ile en düşük puan (10 puan) arasındaki fark eşit 3 parçaya ayrılmış; en küçük puan başlangıç, en yüksek puan bitiş noktası kabul edilerek sıralı bir şekilde elde edilen bölüm $(10+13.3\cong 23)$, $(23.3+13.3\cong 37)$, $(36.6+13.3\cong 50)$ şeklinde eklenmiştir. Böylece “düşük ($10\leq X < 23$ puan)”, “orta ($23\leq X < 37$ puan)” ve “yüksek ($37 < X \leq 50$ puan)” şeklinde düzeyler belirlenmiştir. Ölçeğin toplam puan aralıkları ile ölçüm düzeyine ilişkin bilgiler Tablo 11’de sunulmuştur.

Tablo 11*Ölçeğin Puanlanması ve Ölçüm Düzeyleri*

AÖKDÖ	Toplam Puan Aralığı	AÖKD Düzeyi
		10≤X<23 puan
	23≤X≤37 puan	Orta
	37<X≤50 puan	Yüksek

Tablo 11'e göre ölçekten elde edilen yüksek puanlar öğretmenlerin örgütsel kariyer desteği algı düzeylerinin yüksekliğine işaret ederken, düşük puanlar düşük örgütsel destek algısını ortaya koyar. Örneğin ölçekten 28 toplam puan elde edilmiş ise öğretmenin örgütsel kariyer desteği algı düzeyinin orta; 47 toplam puan elde edilmiş ise yüksek olduğu tespit edilir.

Tablo 12*Algılanan Örgütsel Kariyer Desteği Ölçeği-AÖKDÖ*

Madde No	Madde					
		Kesinlikle Katılmıyorum	Katılmıyorum	Kararsızım	Katılıyorum	Kesinlikle Katılıyorum
1	Kurumum kariyer gelişimimi önemser.	1	2	3	4	5
2	Kurumum kariyerimi geliştirme fırsatları sunar.	1	2	3	4	5
3	Kurumum kariyer gelişimime yönelik yapılacak uygulamalarda hedeflerimi dikkate alır.	1	2	3	4	5
4	Kurumum kariyer gelişimime ilişkin uygulamalarda adil davranır.	1	2	3	4	5
5	Kurumum kariyer fırsatlarımı engellemez.	1	2	3	4	5
6	Kurumum kariyerimi geliştirme fırsatı sağlayan görevler verir.	1	2	3	4	5
7	Kurumum kariyer gelişimime ilişkin uygulamaları objektif bir şekilde yapar.	1	2	3	4	5
8	Kurumum kariyerimi geliştirmem için yaptığım girişimlerde kolaylık sağlar.	1	2	3	4	5
9	Kurumum kariyer fırsatları hakkında beni bilgilendirir	1	2	3	4	5
10	Kurumum kariyerimde elde ettiğim başarıyı takdir eder.	1	2	3	4	5

TARTIŞMA, SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada öğretmenlerin kariyer gelişimlerine ilişkin örgütsel destek algılarının belirlenmesine yönelik bir ölçek geliştirilmesi amaçlanmıştır. AÖKDÖ, öğretmenlerin kariyer gelişimlerine ilişkin örgütleri tarafından desteklenip desteklenmediğine yönelik algılarını ortaya koymaktadır. Çalışanlar potansiyellerini artırma ve yeteneklerini geliştirme ihtiyacı duyarlar (Aube vd., 2007). Bu ihtiyacı karşılamaya yönelik çalışanlara gelişimleri için fırsatlar sunularak örgütsel destek sağlanmalıdır (Krishnan & Mary, 2012). Örgütsel destek, çalışanların iş performansı, iş tatmini, işe bağlılık, örgütle özdeşleşme, işten ayrılma niyet ve davranışının azalması gibi örgütsel başarıyı artıran birçok çalışan iş tutum ve davranışları ile sonuçlanır (Eisenberger vd., 1986; Eisenberger vd., 2001; Graafland & Rutten, 2004). Nitekim algılanan destek, temel insan ihtiyaçlarını karşılayan bir motivasyon kaynağıdır (Van den Broeck vd., 2008). Bu nedenle öğretmenlerin örgütsel kariyer desteği algılarının belirlenmesinin eğitim örgütlerinin başarıya ulaşmasında önemli olduğu düşünülmektedir. Öğretmenlerin örgütsel kariyer desteği algılarının belirlenmesi, kariyer gelişimlerine atıfta buldukları örgüt politika, norm ve eylemler ya da uygulamalara ilişkin öncüllerin belirlenmesine, kariyer gelişimi ihtiyaç ve isteklerine yönelik örgütsel stratejilerin oluşturulmasına katkı sağlayabilir. Böylece örgütler için öğretmenlerin kariyer gelişimlerinin sağlanmasına ilişkin uygun müdahaleler konusunda öngörü sağlanabilir. Nitekim algılanan kariyer desteğinin, çalışanların kariyer hedeflerini ve

gelişim ihtiyaçlarını destekleyen örgütsel politika ve uygulamalar yoluyla geliştirilebileceği kabul edilmektedir (Naeem vd., 2019; Rhoades & Eisenberger, 2002).

Alanyazın incelendiğinde kariyer gelişimine yönelik örgütsel destek algısı, Kalağan'ın (2009) "Algılanan Örgütsel Destek Ölçeği"nin bir boyutu olarak "Gelişme Fırsatı", Kraimer ve Wayne'ın (2004) geliştirdiği "Algılanan Örgütsel Destek Ölçeği"nin bir boyutu olarak "Algılanan Örgütsel Destek-Kariyer" şeklinde ele alınmıştır. Bu nedenle çalışmada öğretmenlerin kariyer gelişimlerine ilişkin örgütsel destek algılarının belirlenmesine yönelik kapsamlı bir ölçek geliştirilmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda çalışmada, geliştirilen AÖKDÖ'nün geçerlik ve güvenilirlik analizleri gerçekleştirilmiştir.

Ölçek geliştirme sürecinde 22 ifadeden oluşan madde havuzunun kapsam geçerliği ve yüzey geçerliği çalışmaları sonrasında 13 maddeden oluşan taslak ölçek oluşturulmuştur. Ölçeğin yapı geçerliğine ilişkin AFA, DFA, yakınsama geçerliği ve ölçüt bağımlı geçerlik analizleri yapılmıştır. AFA sonucunda toplam varyansın %76.95'ini açıklayan 10 madde ve tek boyuttan oluşan bir ölçek elde edilmiştir. Alanyazında çalışanların örgütsel destek algılarını ölçmeye yönelik geliştirilen ölçekler incelendiğinde Meyer'in (2016) 16 maddeden; Yoshimura'nın (2003) 9 maddeden oluşan tek boyutlu yapıda ölçme aracı geliştirdikleri tespit edilmiştir. Ölçeğin tek faktörlü yapısı, doğrulayıcı faktör analizi ile AFA'da kullanılan örneklem grubundan farklı bir örneklem grubu ile test edilmiş ve yapının DFA sonuçlarına göre iyi uyum değerlerine sahip olduğu belirlenmiştir (CMIN/df = 1.33; RMSEA = .03; GFI = .96; AGFI = .93; TLI = .95; CFI = .97; IFI = .97; SRMR = .06; PNFI = .59; PCFI = .64; PGFI = .53). Ölçüt bağımlı geçerliğin test edilmesi amacıyla kullanılan Algılanan Örgütsel Kariyer Yönetimi Ölçeğinden (Davras, 2019) elde edilen puanlar ile AÖKDÖ arasında yüksek düzeyde anlamlı bir ilişki olduğu görülmüştür. Ölçek maddelerine ait standardize faktör yüklerinin her birinin .85 ile .94 aralığında, AVE değerinin .81, hesaplanan CR değerinin .98, Cronbach Alfa katsayısının .97 ve CR değerinin ile Cronbach Alfa katsayısının AVE değerinden büyük olduğu tespit edildiğinden ölçeğin yakınsak geçerliği sağladığı belirlenmiştir.

Ölçeğin güvenilirliğinin test edilmesi için Cronbach Alpha katsayısının, birleşik güvenilirlik değerinin, madde-toplam puan korelasyon katsayılarının hesaplanması ve Ferguson Delta katsayısının hesaplanması ile test yarılama yöntemi ve alt-üst %27'lik grup yöntemi kullanılmıştır. Ölçeğin Cronbach Alfa katsayısı .97, bileşik güvenilirlik katsayısı .98 ve Ferguson Delta katsayısı .98 olarak tespit edilmiştir. Ölçeğe ilişkin madde-toplam korelasyon katsayılarının ise .84 ile .92 aralığında değiştiği; her bir ölçek maddesinin ölçeğin tamamı ile ilişkili olduğu, aynı yapıyı (örgütsel kariyer desteği algısı) ölçtüğü ve aynı zamanda ayırt ediciliğe sahip olduğu anlaşılmıştır. 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. Elde edilen bulgulara göre, öğretmenlerin örgütsel kariyer desteğine ilişkin algılarını ölçmeye yönelik geliştirilen AÖKDÖ'nün geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu sonucuna varılmıştır.

Tek boyut ve 10 maddeden oluşan ölçek 5'li likert tipi derecelendirme ile (1) Kesinlikle Katılmıyorum, (2) Katılmıyorum, (3) Kararsızım, (4) Katılıyorum, (5) Kesinlikle Katılıyorum şeklinde derecelendirilmiş olup; ölçekten alınabilecek en yüksek puan 50, en düşük puan ise 10'dur. Ters madde bulunmayan ölçekten alınan toplam puanlar için "düşük ($10 \leq X < 23$ puan)", "orta ($23 \leq X \leq 37$ puan)" ve "yüksek ($37 < X \leq 50$ puan)" şeklinde ölçüm düzeyleri belirlenmiştir. AÖKDÖ'den alınan yüksek puanlar, öğretmenlerin örgütsel kariyer desteği algılarının yüksek olduğu anlamına gelmektedir.

AÖKDÖ resmi okullarda görev yapan öğretmenlerden elde edilen veriler ile oluşturulmuştur. Gelecek çalışmalarda, ölçeğin özel okullarda görev yapan öğretmenlere, eğitim yöneticilerine ya da farklı örgütlerde çalışanlara uygulanması ile geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları yapılması önerilir.

TEŞEKKÜR

Prof. Dr. Necati Cemaloğlu, Prof. Dr. Osman Titrek, Doç. Dr. Gökhan Arastaman, Doç. Dr. Nihan Demirkasimoğlu, Doç. Dr. Duygu Gür Erdoğan, Doç. Dr. Pınar Ayyıldız, Dr. Tuncer Fidan, Dr. Deniz Derinbay, Dr. Dinçer Ölçüm, Dr. Ergin Dikme, Dr. Ezgi Ağcihan, Dr. Hayriye Sultan Tunç ve Bilim Uzmanı Nazan Bakır'a uzman değerlendirmesi için teşekkür ederim.

KAYNAKÇA

- Aguinis, H., & Kraiger, K. (2009). Benefits of training and development for individuals and teams, organizations, and society. *Annual Review of Psychology*, 60, 451-474. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.60.110707.163505>
- 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>
- Alemu, A. (2024). Challenges and prospects: understanding teachers' attitudes towards the teaching profession in ethiopia. *Social Sciences & Humanities Open*, 10, 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2024.100933>
- Armstrong, M. (2012). *Armstrong's handbook of human resource management practice*. Kogan Page Publishers. https://hrclub.az/files/documents/document_hrclubaz_244.pdf
- Armstrong-Stassen, M., & Ursel, N. D. (2009). Perceived organizational support, career satisfaction, and the retention of older workers. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 82(1), 201-220. <https://doi.org/10.1348/096317908X288838>
- Arthur, M. B., Hall, D. T., & Lawrence, B. S. (1989). *Generating new directions in career theory: The case for a transdisciplinary approach*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511625459.003>
- Aube, C., Rousseau, V., & Morin, E. M. (2007). Perceived organizational support and organizational commitment: The moderating effect of locus of control and work autonomy. *Journal of Managerial Psychology*, 22(5), 479-495. <https://doi.org/10.1108/02683940710757209>
- Aydın, Ö. (2018). *Algılanan örgütsel destek ile örgütsel sinizmin işten ayrılma niyeti üzerindeki etkileri: Atatürk havalimanı temsil-gözetim ve yönetim hizmetleri şirketlerine yönelik bir araştırma*. [Yüksek Lisans Tezi]. İstanbul Arel Üniversitesi.
- Bearden, W. O., Sharma, S., & Teel, J. E. (1982). Sample size effects on chi-square and other statistics used in evaluating causal models. *Journal of Marketing Research*, 19, 425-430. <https://www.jstor.org/stable/3151716>
- Bird, A. (1994). Careers as repositories of knowledge: A new perspective on boundaryless careers. *Journal of Organizational Behavior*, 15, 325-344. <https://doi.org/10.1002/job.4030150404>
- Büyüköztürk, Ş. (2009). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. PegemA Yayıncılık
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS*. Routledge. https://www.researchgate.net/publication/361909378_Structural_Equation_Modeling_With_AMO

- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56(2), 81-105. <https://doi.org/10.1037/h004601>
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Sage Publications. <https://www.scribd.com/document/471356702/Carmines-y-Zeller-Reliability-and-validity>
- Cheung, C., Kong, H., & Song, H. (2014). How to Influence Hospitality Employee Perceptions on Hotel Performance? *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 26(8), 1140-1178. <https://doi.org/10.1108/IJCHM-02-2013-0090>
- Cheung, G. W., Cooper-Thomas, H. D., Lau, R. S., & Wang, L. C. (2023). Reporting reliability, convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-practice recommendations. *Asia Pacific Journal of Management*, 1. <https://doi.org/10.1007/s10490-023-09871-y>
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.6.4.284>
- Cohen, R. J. & Swerdlik M.E. (2010). *Psychological testing and assessment: An introduction to tests and measurement*. McGraw-Hill Companies. <https://perpus.univpancasila.ac.id/repository/EBUPT181396.pdf>
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (2009). *A first course in factor analysis*. Taylor & Francis Group. https://compress-pdf.bcad.info/#google_vignette
- Conway, J. M., & Huffcutt, A. I. (2003). A Review & Evaluation of Exploratory Factor Analysis Practices in Organizational Research. *Organizational Research Methods*, 6(2), 147-168. <https://doi.org/10.1177/1094428103251541>
- 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>
- Crawshaw, J. R., Van Dick, R., & Brodbeck, F. C. (2012). Opportunity, fair process and relationship value: career development as a driver of proactive work behaviour. *Human Resource Management Journal*, 22(1), 4-20. <https://doi.org/10.1111/j.1748-8583.2011.00169.x>
- Creswell, J.W (2005). *Educational research: Planning, conducting and evaluating quantitative and qualitative research*. Pearson Publications. <https://compress-pdf.obar.info/>
- Crocker, L., & Algina, J. (2008). *Introduction to classical and modern test theory*. Cengage Learning. <https://archive.org/details/introductiontoclassicalandmoderntesttheory/page/n7/mode/2up>
- Cronbach, L. J., & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52(4), 281-302. <https://doi.org/10.1037/h004095>
- Cureton, E. E. (1951). Validity. In E. F. Lindquist (Ed.), *Educational measurement* (pp. 621-694). American Council on Education. https://compress-pdf.obar.info/#google_vignette
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G., & Büyüköztürk, Ş. (2016). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve LISREL uygulamaları*. PegemA Yayıncılık.

- Davras, Ö. (2019). İşveren markasının marka bağlılığı, çalışan memnuniyeti ve örgütsel kariyer yönetimi üzerindeki etkileri: Otel çalışanları üzerinde bir araştırma. *Journal of Tourism and Gastronomy Studies*, 7(4), 3088-3107. <https://doi.org/10.21325/jotags.2019.517>
- Derinbay, D. (2011). *İlköğretim okullarında görev yapan öğretmenlerin algıladıkları örgütsel destek düzeyleri*. [Yüksek Lisans Tezi]. Pamukkale Üniversitesi.
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development theory and applications*. Sage Publications. <https://tms.iau.ir/file/download/page/1635238305-develis-2017.pdf>
- Diamantopoulos, A. (1994). Modelling with LISREL: A Guide for the Uninitiated, *Journal of Marketing Management*, 10, 105-136. <https://doi.org/10.1080/0267257X.1994.9964263>
- Eggen, P. O., Persson, J., Jacobsen, E. E., & Hafskjold, B. (2017). Development of an inventory for alternative conception among students in chemistry. *LUMAT International Journal on Math Science and Technology Education*, 5(1), 1-17. <https://doi.org/10.31129/lumat.5.1.115>
- Eisenberger, R., Armeli, S., Rexwinkel, B., Lynch, P. D., & Rhoades, L. (2001). Reciprocation of perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology*, 86(1), 42-51. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.1.42>
- Eisenberger, R., Huntington, R., Hutchison, S., & Sowa, D. (1986). Perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology*, 71(3), 500-507. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.71.3.500>
- Eisenberger, R., Malone, G. P., & Presson, W. D. (2016). Optimizing perceived organizational support to enhance employee engagement. *Society for Human Resource Management and Society for Industrial and Organizational Psychology*, 2, 3-22. <https://www.siop.org/Portals/84/docs/SIOP-SHRM%20White%20Papers/SHRM-SIOP%20POS.pdf>
- Eisenberger, R., Shanock, R. L., & Wen, X. (2020). Perceived organizational support: Why caring about employees counts. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 7, 101-124. <https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-012119-044917>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Feldt, L. S., & Charter, R. A. (2003). Estimating the reliability of a test split into two parts of equal or unequal length. *Psychological Methods*, 8(1), 102-109. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.8.1.102>
- Ferketich, S. (1991). Focus on psychometrics aspects of item analysis. *Research in Nursing & Health*, 14(2), 165-168. <https://doi.org/10.1002/nur.4770140211>
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS*. Sage Publications. <https://sadbhavnapublications.org/research-enrichment-material/2-Statistical-Books/Discovering-Statistics-Using-IBM-SPSS-Statistics-4th-c2013-Andy-Field.pdf>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Fraenkel, J. R., Wallend, 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/download/SuppFile/24354/4991>

- Gao, S., Mokhtarian, P., & Johnston, R. (2008, January). Non-normality of data in structural equation models, Research Report-UCD-ITS-RR-08-47, *Transportation Research Board's 87th Annual Meeting*, University of California. <https://doi.org/10.3141/2082-14>
- Garcia, E., & Weiss, E. (2019). *The role of early career supports, continuous professional development, and learning communities in the teacher shortage*. The fifth report in 'The Perfect Storm in the Teacher Labor Market' series. <https://files.epi.org/pdf/164976.pdf>
- Garson, D. (2012). *Testing statistical assumptions*. Statistical Associates Publishing. <https://pdf4pro.com/view/testing-statistical-assumptions-37d603.html>
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis*. Lawrence Erlbaum Associates. https://archive.org/details/factoranalysis0000gors_l0r1
- Gouldner, A. W. (1960). The norm of reciprocity: A Preliminary Statement. *American Sociological Review*, 25(2), 161-178. <https://doi.org/10.2307/2092623>
- Graafland, J. J., & Rutten, B. (2004). Perceived organisational support and profitability. *CentER Discussion Paper*, 45, 1-30. <https://pure.uvt.nl/ws/files/601335/45.pdf>
- Grieder, S., & Steiner, M. D. (2022). Algorithmic jingle jungle: A comparison of implementations of principal axis factoring and promax rotation in R and SPSS. *Behavior Research Methods*, 54(1), 54-74. <https://journals.scholarsportal.info/browse/15543528/v54i0001>
- Gulliksen, H. (1987). *Theory of mental tests*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203052150>
- Gül, A. L. (2010). *Lise öğretmenlerinin algularına göre örgütsel destek (Ankara ili örneği)*. [Doktora Tezi]. Hacettepe Üniversitesi. <https://acikbilim.yok.gov.tr/handle/20.500.12812/466518>
- Hafstad, M. D. (2024). *Beyond the individual: A multilevel model of employees perceived organizational support*. <http://dx.doi.org/10.31234/osf.io/3awc5>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2010). *Multivariate Data Analysis*. Pearson Publications. <https://www.drnishikantjha.com/papersCollection/Multivariate%20Data%20Analysis.pdf>
- Hall, D. T. (1996). Protean Careers of The 21st Century. *The Academy of Management Executive*, 10(4), 8-16. <https://www.jstor.org/stable/4165349>
- Hankins, M. (2008). How discriminating are discriminative instruments? *Health Qual Life Outcomes*, 6, 36. <https://doi.org/10.1186/1477-7525-6-36>.
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. Oxford University Press. <https://ndl.ethernet.edu.et/bitstream/123456789/16841/1/12.pdf>
- Hawkins, D. (1980). *Identification of outliers*. Chapman and Hall Kluwer Academic Publishers. https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-94-015-3994-4_3
- Hirsh, W., Jackson C., & Jackson C. (1995). *Careers in organisations: Issues for the future*. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED391091.pdf>
- Hooper, D., Coughlana, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60. <https://core.ac.uk/download/pdf/297019805.pdf>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling. Ref. Bibliográfica*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure analysis: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F.J. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26(3), 395-400. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.349>
- İlhan, M., Teker, G. T., & Güler, N. (2019, Nisan). Ölçme aracının ayırt ediciliğine ilişkin bir istatistik: Ferguson Delta. XII. *International Congress of Educational Research*, Rize. https://www.researchgate.net/publication/344806054_OLCME_ARACININ_AYIRT_EDICILIGINE_ILISKIN_BIR_ISTATISTIK_FERGUSON_DELTA
- İnandı, Y., Yaman, Ş., & Ataş, M. (2022). The relation between career barriers faced by teachers & level of stress and job satisfaction. *Participatory Educational Research*, 9(2), 240-260. <http://dx.doi.org/10.17275/per.22.38.9.2>
- Ji, M. F. (1999, January). A primer on conducting item and test analyses. *Annual meeting of the Southwest Educational Research Association*. San Antonio. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED428080.pdf>
- Johnson, R. A., & Wichern, D. W. (2002). *Applied multivariate statistical analysis*. Upper Saddle River. https://alimoradi.iut.ac.ir/sites/alimoradi.iut.ac.ir/files//file_basepage/richard_arnold_johnson_dean_w._wichern_applied_bookzz.org_.pdf
- Jones, J. A., & Waller, N. G. (2013) Abstract: The Normal-Theory and Asymptotic Distribution-Free Covariance Matrix of Standardized Regression Coefficients, *Multivariate Behavioral Research*, 48, 1. <https://doi.org/10.1080/00273171.2013.751307>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Scientific Software International. <https://www.scribd.com/document/72531790/Joreskog-Sorbom-LISREL-8-Structural-Equation-Modeling-With-Simplis-Command-Language-1998-iki1psl>
- Kalağan, G. (2009). *Araştırma görevlilerinin örgütsel destek alguları ile örgütsel sinizm tutumları arasındaki ilişki*. [Yüksek Lisans Tezi]. Akdeniz Üniversitesi.
- Karasar, N. (2016). *Bilimsel araştırma yöntemi*. Nobel Akademik Yayıncılık.
- Kaya, B. (2012). *Algılanan örgütsel destek düzeyinin ve çalışanların kariyer tatminin işten ayrılma niyeti üzerindeki etkileri: Konaklama işletmelerinde bir uygulama*. [Yüksek Lisans Tezi]. Akdeniz Üniversitesi.
- Kelley, T. L. (1939). Selection of upper and lower groups for the validation of test items. *Journal of Educational Psychology*, 30(1), 17-24. <https://doi.org/10.1037/h0057123>
- Kinnunen, U., Feldt T., & Mäkikangas A. (2008). Testing the effort-reward imbalance model among Finnish managers: The role of perceived organizational support. *Journal of Occupational Health Psychology*, 13(2), 114-127. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.13.2.114>
- Kline, P. (1994). *An easy guide to factor analysis*. Routledge. https://books.google.com.tr/books/about/An_Easy_Guide_to_Factor_Analysis.html?id=6PHzhLD-bSoC&redir_esc=y

- 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*. Guilford. https://www.researchgate.net/publication/235932894_Principles_And_Practice_Of_Structural_Equation_Modeling
- Kozlowski, S. W., & Farr, J. L. (1988). An integrative model of updating and performance. *Human Performance, 1*, 5-29. https://doi.org/10.1207/s15327043hup0101_1
- Kraimer, M. L., & Wayne, S. J. (2004). An examination of perceived organizational support as a multidimensional construct in the context of an expatriate assignment. *Journal of Management, 30*(2), 209-237. <https://doi.org/10.1016/j.jm.2003.01.001>
- Kraimer, M. L., Seibert, S. E., Wayne, S. J., Liden, R. C., & Bravo, J. (2011). Antecedents and outcomes of organizational support for development: The critical role of career opportunities. *Journal of Applied Psychology, 96*(3), 485-500. <https://doi.org/10.1037/a0021452>
- Krishnan, J., & Mary, V. S. (2012). Perceived organisational support – an overview on its antecedents and consequences, *International Journal of Multidisciplinary Research, 2*(4), 1-13. http://www.zenithresearch.org.in/images/stories/pdf/2012/April/ZIJMR/1_ZIJMR_APRI L12_VOL2_ISSUE4.pdf
- Krishnan, V. (2013). *The early child development instrument (EDI): An item analysis using Classical Test Theory (CTT) on Alberta's data*. University of Alberta. <https://www.ualberta.ca/community-university-partnership/media-library/community-university-partnership/research/ecmap-reports/ediitemanalysisctt.pdf>
- Lance, C. E., Butts, M. M., & Michels, L. C. (2006). The sources of four commonly reported cutoff criteria: What did they really say? *Organizational Research Methods, 9*(2), 202-220. <https://doi.org/10.1177/1094428105284919>
- Laura, J. B., & Stephanie M. M. (2011). Survey instrument validity part I: Principles of survey instrument development and validation in athletic training education research. *Athletic Training Education Journal, 6*(1), 27-35. <https://doi.org/10.4085/1947-380X-6.1.27>
- 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>
- Ledesma, R. D., & Valero-Mora, P. (2007). Determining the number of factors to retain in EFA: An easy-to-use computer program for carrying out parallel analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 12*(2), 1-11. <https://doi.org/10.7275/wjnc-nm63>
- Lee, Y. (2006). Dependability of scores for a new ESL speaking assessment consisting of integrated and independent tasks. *Language Testing, 23*(2), 131-166. <https://doi.org/10.1191/0265532206lt325oa>
- Lingga, P. A. J., Setiawan, Z., Wahyudi, L., Siswanto, A., & Sutanto, A. (2022). Influence of the relationship between purchase intentions and tourism behavior of environmentally friendly products in indonesia using the PLS SEM method. *Budapest International Research and Critics Institute-Journal (BIRCI-Journal), 5*(3), 23514-23526. <https://www.bircu-journal.com/index.php/birci/article/view/6366/pdf>

- Luturmas, Y. (2022). Religion, customs, and village government in collaborating the pillars of rural development. *Journal of Humanities and Social Sciences Innovation*, 2(4), 440-447. <https://doi.org/10.35877/454RI.daengku1066>
- Lynch, P. D., Eisenberger, R., & Armeli, S. (1999). Perceived organizational support: Inferior versus superior performance by wary employees. *Journal of applied psychology*, 84(4), 467-483. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.84.4.467>
- Mageshkumar, D. (2016). Influence of perceived organizational support, organizational commitment on organizational citizenship behavior among marketing executives. *International Journal of Indian Psychology*, 4(1), 194-201. <https://ijip.in/wp-content/uploads/2019/02/18.01.140.20160401.pdf>
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Artelt, C., Baumert, J., & Peschar, J.L. (2006). OECD's brief self-report measure of educational psychology's most useful affective constructs: Cross-cultural, psychometric comparisons across 25 countries. *International Journal of Testing*, 6(4), 311-360. https://doi.org/10.1207/s15327574ijt0604_1
- Martinkova, P., & Zvara, K. (2010). Reliability of composite dichotomous measurements, *European Journal for Biomedical Informatics*, 6(2), 103-109. <https://doi.org/10.24105/ejbi.2010.06.2.4>
- Maurer, T. J., & Lippstreu, M. (2008). Who will be committed to an organization that provides support for employee development? *Journal of Management Development*, 27, 328 -347. <https://doi.org/10.1108/02621710810858632>
- McDonald, R. P., & Ho, M. H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.1.64>
- Meng, X. (2009). Perceived organizational support, job satisfaction, and the retention of employees after industry restructuring. *International Conference on Innovation Management*, 22-25. <https://doi.org/10.1109/ICIM.2009.11>
- Mertler, C. A., Vannatta, R.A., & LaVenja, K. N. (2021). *Advanced and multivariate statistical methods: Practical application and interpretation*. Routledge Publishing. <https://www.researchgate.net/publication/367848194>
- Meyer, A. M. (2016). *The impact of onboarding levels on perceived utility, organizational commitment, organizational support, and job satisfaction*. [Dissertation of Doctoral], Southern Illinois University at Edwardsville.
- Mitchell, R. J. (2001). Path Analysis: Pollination. In S. M. Scheiner & J. Gurevitch (Eds.), *Design and analysis of ecological experiments* (pp. 211-231). Chapman and Hall Inc. <https://academic.oup.com/book/51108>
- Mulaik, S. A., James, L. R., Alstine, J. V., Bennett N., Lind, S., & Stilwell C. D. (1989). Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, 105(3), 430-445. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.105.3.430>
- Naeem, R. M., Channa, K.A., Hameed, Z., Akram, M., & Sarki, I. H. (2019). How does perceived career support make employees bright-eyed and bushy-tailed? The mediating role of career self-efficacy. *Australian Journal of Career Development*, 28(2), 92-102, <https://doi.org/10.1177/1038416218822122>.
- Nayır, F. (2011). *İlköğretim okulu yöneticilerinin öğretmenlere sağlanan örgütsel desteğe ilişkin görüşleri, öğretmenlerin örgütsel destek algısı ve örgütsel bağlılıkla ilişkisi*. [Doktora Tezi], Ankara Üniversitesi.

- Norman, G. R. (2008). Discrimination and reliability: equal partners? *Health Qual Life Outcomes*, 6(81), 1-3. <https://doi.org/10.1186/1477-7525-6-81>.
- Novick, M. R., & Lewis, C. (1967). Coefficient alpha: A basic introduction from the perspectives of classical test theory and structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 2(3), 255-273. <https://doi.org/10.1080/10705519509540013>
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory*. McGraw-Hill. <https://www.scribd.com/document/366667341/Jum-Nunnally-Ira-Bernstein-Psychometric-Theory>
- Osburn, H. G. (2000). Coefficient alpha and related internal consistency reliability coefficients. *Psychological Methods*, 5(3), 343–355. <https://doi.org/10.1037/1082-989x.5.3.343>
- Özdamar, K. (2015). *SPSS ile biyoistatistik*. Nisan Kitabevi.
- Pallant, J. (2001). *SPSS survival manual*. Open University Press.
- Palmer, M. J. (1993). *Performans değerlendirmeleri*. (Çev. Şahiner, Doğan). Kişisel Gelişim ve Yöneti. Dizisi. Rota Yayıncılık.
- 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>
- Pazy, A. (2011). The relationship between pay contingency and types of perceived support: Effects on performance and commitment. *EuroMed Journal of Business*, 6(3), 342-358. <https://doi.org/10.1108/14502191111170169>
- Peterson, R. A., & Kim, Y. (2013). On the relationship between coefficient alpha and composite reliability. *Journal of Applied Psychology*, 98(1), 194–198. <https://doi.org/10.1037/a0030767>
- Poon, J. M. (2013). Relationships among perceived career support, affective commitment, and work engagement. *International Journal of Psychology*, 48(6), 1148–1155. <https://doi.org/10.1080/00207594.2013.768768>
- Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2006). *A first course in structural equation modeling*, Lawrence Erlbaum Associates. <https://books.google.co.cr/books?id=nl-C3Z3WGTUC&printsec=copyright#v=onepage&q&f=false>
- Rhoades, L., & Eisenberger, R. (2002). Perceived organizational support: A review of the literature. *Journal of Applied Psychology*, 87(4), 698-714. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.4.698>
- Rozaini, R., Norailis, A. W., & Aida, B. (2015). Roles of organizational support in quality of work life in insurance industry. *Journal of Economics, Business and Management*, 3(8), 753-757. <http://www.joebm.com/papers/280-M008.pdf>
- Sacon, G. (2000). Assessment of reliability when test items are not essentially tau-equivalent. *Developments in Survey Methodology*, 15, 23-35. <http://mrvar.fdv.uni-lj.si/pub/mz/mz15/socan.pdf>
- Savalei, V. (2012). The relationship between root mean square error of approximation and model misspecification in confirmatory factor analysis models. *Educational and Psychological Measurement*, 72(6), 910-932. <https://doi.org/10.1177/0013164412452564>

- 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*, 8(2), 23-74. <https://typeset.io/papers/evaluating-the-fit-of-structural-equation-models-tests-of-4lmsoc5b1>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Routledge. <https://www.researchgate.net/publication/362079746>
- Sedgwick, P. M. (2012). Pearson's Correlation Coefficient, *BMJ*, 345, 1-3. <https://doi.org/10.1136/bmj.e4483>
- Sekaran, U., & Bougie, R. (2010). *Research methods for business: A skill building approach*. John Wiley & Sons. <https://9afi.com/storage/daftar/onTXVlzEDQNtC4khg3Yklhj0g5V5wyFsQqNDZOpL.pdf>
- Shaw, S., & Crisp, V. (2011). Tracing the evolution of validity in educational measurement: past issues and contemporary challenges. *Research Matters*, 11, 14-19. <https://doi.org/10.17863/CAM.100522>
- Siswanto, A., Setiawan, Z., Iryanto, R. V., Afifah, Z., & Abdurohim, A. (2023). The analysis of role of motivation, career development and compensation on performance of vocational high school teachers. *Journal on Education*, 5(4), 15154-15159. <https://doi.org/10.31004/joe.v5i4.2604>
- Smith, K. W. (1974). On estimating the reliability of composite indexes through factor analysis. *Sociological Methods and Research*, 2(4), 485-510. <https://doi.org/10.1177/004912417400200405>
- Stapleton, C. D. (1997, January). Basic concepts and procedures of confirmatory factor analysis. *The Annual Meeting of the South West Educational Research Association*, Austin. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED407416.pdf>
- Suhr, D. D. (2006, March). Exploratory or confirmatory factor analysis? *Proceedings of the 31st Annual SAS? Users Group International Conference*. University of Northern Colorado. <https://support.sas.com/resources/papers/proceedings/proceedings/sugi31/200-31.pdf>
- Tabachnick B. G., & Fidell L. S. (2012). *Using multivariate statistics*. Person Education. <https://ebook.upgrisba.ac.id/ebook/komputer-informasi-referensi-umum/6th-edition-using-multivariate-statistics-pearson/download>
- Theodorus, I., Purwati, W. D., & Hilmy, M. R. (2021). Effect of perceived organizational support and organizational justice on nurses' work engagement with intermediate factors of organizational trust. *Jurnal Medicoeticolegal dan Manajemen Rumah Sakit*, 10(3), 241-254. <https://doi.org/10.18196/jmmr.v10i3.12218>
- Thomas, L. T., & Ganster, D. C. (1995). Impact of family-supportive work variables on work-family conflict and strain: A control perspective. *Journal of applied psychology*, 80(1), 6-15. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.80.1.6>
- Tomarken, A. J., & Waller, N. G. (2004). Structural equation modeling: Strengths, limitations and misconceptions. *Annual Review Of Clinical Psychology*, 1, 31-65. <https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.1.102803.144239>
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A Reliability Coefficient for Maximum Likelihood Factor Analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10. <https://doi.org/10.1007/BF02291170>

- Ullman, J. B. (2012). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnik & L. S. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics*. Person Education. <https://ebook.upgrisba.ac.id/ebook/komputer-informasi-referensi-umum/6th-edition-using-multivariate-statistics-pearson/download>
- Urbina, S. (2004). *Essentials psychological testing*. John Wiley & Sons Inc. http://pustaka.unp.ac.id/file/abstrak_kki/EBOOKS/Essentials%20of%20Psychological%20Testing.pdf
- UTSA (2021). *Univariate, bivariate, correlation and causation*. The University of Texas at San Antonio. https://mathresearch.utsa.edu/wiki/index.php?title=Univariate,_Bivariate,_Correlation_and_Causation
- Van den Broeck, A., Vansteenkiste, M., De Witte, H., & Lens, W. (2008). Explaining the relationships between job characteristics, burnout, and engagement: The role of basic psychological need satisfaction. *Work & Stress*, 22(3), 277–294. <https://doi.org/10.1080/02678370802393672>
- Wang, M. V., & Stanley, J. C. (1970). Differential weighting: A review of methods and empirical studies. *Review of Educational Research*, 40(5), 663-705. <https://doi.org/10.2307/1169462>
- Warrens, M. J. (2015). A comparison of reliability coefficients for psychometric tests that consist of two parts. *Advances in Data Analysis and Classification*, 10, 71-84. <https://doi.org/10.1007/s11634-015-0198-6>
- Wilkinson, A. Redman, T., & Dundon, T. (2001). *Contemporary human resource management*. Pearson Publications. <http://ndl.ethernet.edu.et/bitstream/123456789/38911/1/3%202017.pdf>
- Woo, B., & Chelladurai, P. (2012). Dynamics of perceived support and work attitudes: The case of fitness club employees. *Human Resource Management Research*, 2(1), 6-18 <https://doi.org/10.5923/j.hrmr.20120201.02>
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806-838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>
- Wu, N., & Zhang, J. (2006) Factor-analysis based anomaly detection and clustering. *Decision Support Systems*, 42, 375-389. <https://doi.org/10.1016/j.dss.2005.01.005>
- Yang, Y., & Green, S. B. (2011). Coefficient alpha a reliability coefficient for the 21st century? *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 377-392. <https://doi.org/10.1177/0734282911406668>
- Yaşlıoğlu, M. M. (2017). Sosyal bilimlerde faktör analizi ve geçerlilik: Keşfedici ve doğrulayıcı faktör analizlerinin kullanılması. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi, Özel Sayı*, 46, 74-85. <http://dergipark.ulakbim.gov.tr/iuisletme>
- Yim, M. S. (2019). A study on factor analytical methods and procedures for pls-sem (partial least squares structural equation modeling). *International Journal of Industrial Distribution & Business*, 10(5), 7-20. <http://dx.doi.org/10.13106/ijidb.2019.vol10.no5.7>
- Yokuş, İ. (2006). Erkek egemen işlerde çalışanların örgütsel destek algıları ve örgütsel bağlılıkları arasındaki ilişki [Yüksek Lisans Tezi], Hacettepe Üniversitesi.
- Yong, A. G., & Pearce, S. (2013). A beginner's guide to factor analysis: Focusing on exploratory factor analysis. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 9(2), 79-94. <https://doi.org/10.20982/tqmp.09.2.p079>

- Yoshimura, K. E. (2003). *Employee traits, perceived organizational support, supervisory communication, affective commitment, and intent to leave: group differences*. [Dissertation of Master]. North Carolina State University. <https://repository.lib.ncsu.edu/bitstream/handle/1840.16/2916/etd.pdf?sequence=1>
- Yu, C. Y., & Muthén, B. O. (2002). *Evaluation of model fit indices for latent variable models with categorical and continuous outcomes*. [Dissertation of Doctoral]. University of California.
- Zaro, S. (2018). Mutfak çalışanlarının örgütsel destek algılarının işe yabancılaşma eğilimlerine etkisi: Nevşehir ilinde bir araştırma [Yüksek Lisans Tezi]. Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi.
- Zhang, Y., Farh, J. L., & Wang, H. (2012). Organizational antecedents of employee perceived organizational support in China: A grounded investigation, *The International Journal of Human Resource Management*, 23(2), 422-446. <https://doi.org/10.1080/09585192.2011.560886>

EXTENDED ABSTRACT

Introduction

Efforts to understand and analyze the antecedents of teacher attitudes and behaviors in educational organizations with a motivated, talented, and engaged workforce are becoming increasingly critical. In recent years, teacher career development has emerged as an important factor affecting teacher attitudes and behaviors. Teacher career development is linked to job characteristics such as teachers' motivation, performance, job satisfaction, productivity, teaching quality, and student performance (Alemu, 2024; Garcia & Weiss, 2019). In order to maintain employee productivity, encourage employees to always give their best effort, and prevent job-related stress that reduces organizational performance, organizations should support employees' career development (Lingga et al., 2022; Siswanto et al., 2023). Organizational career support is defined as organizations' attention to the career needs of their employees and the development of practices, programs, and policies regarding employees' career development (Thomas & Ganster, 1995). Career support received from educational organizations increases the professional development of teachers and also positively affects their motivation, job satisfaction, commitment and performance (Luturmas et al., 2022; Siswanto et al., 2023).

Perception of organizational career support is a general perception that employees develop about the extent to which their organizations care about and meet their career needs (Kraimer & Wayne, 2004). It is important to evaluate the extent to which schools, educational leaders, and policy makers meet teachers' career-related needs. Indeed, this perception is a strong source of motivation (Luturmas et al., 2022). People who achieve their career goals are expected to be happy, feel valued, and be productive employees with increased organizational commitment and job satisfaction (İnandı, Yaman, & Ataş, 2022). Due to its impact on their attitudes towards their jobs and organizations, research on employees' perceptions of organizational support has increased significantly in recent years (Eisenberger et al., 2020). When the literature is examined, it is seen that measurement tools have been developed to determine employees' perceptions of organizational support. However, the lack of measurement tools regarding perceived organizational career support in the literature is striking.

Studies in the literature have reported that organizational practices aimed at providing development opportunities are related to perceived organizational support (Kraimer & Wayne, 2004). Therefore, the aim of the current study was to develop a scale to determine employees' perceptions of organizational support for their career development. Perception of organizational

support for career development was addressed as "Development Opportunity" as a dimension of the "Perceived Organizational Support Scale" developed by Kalağan (2009) and as "Perceived Organizational Support-Career" as a dimension of the "Perceived Organizational Support Scale" developed by Kraimer and Wayne (2004). Unlike previous studies, this study aimed to develop a comprehensive scale to determine employees' perceptions of organizational career support. The development of the Perceived Organizational Career Support Scale can provide information about the establishment of organizational strategies for employees' development needs, and the antecedents of organizational support perception regarding organizational policies, norms, actions or practices that employees refer to for their career development. Thus, organizations can be provided with insight into appropriate interventions regarding the career development of their employees. Rhoades and Eisenberger (2002) state that organizations should pay attention to the policies and practices they implement in order to maintain employees' positive perceptions of organizational support. In addition, the study can contribute to the career literature by integrating the career field with perceived organizational support; it can call on researchers to conduct studies on the role of support for career development in shaping work attitudes and behaviors and its effects on organizational performance.

Method

The research was conducted with teachers working in public primary, secondary and high schools in Turkey in the 2023-2024 academic year. Simple random sampling method was adopted in determining the research sample. Data was collected from a total of 809 participants. EFA was conducted with the data obtained from 320 participants, which constituted the first sample group of the research, and CFA was conducted with the data obtained from 310 participants, which constituted the second sample group. Data was collected from 179 participants for the criterion-related validity analysis carried out within the scope of the construct validity of the scale. The online survey method was preferred in data collection as it was more advantageous due to speed of access to the sample, low cost and paper savings. Participants were invited to the research with a form created on Google Drive, a free online survey platform developed by Google Company.

The process regarding DeVellis' (2017) scale development principles was followed in the development of the scale. This process consists of the stages of creating the item pool, content validity studies, face validity studies, construct validity studies, reliability studies, and finalizing and scoring the scale. While creating the item pool of the scale, the literature on perceived organizational support was comprehensively scanned, previous studies were examined, and the factors/antecedents affecting perceived organizational support were evaluated and revealed by researchers (Derinbay, 2011; Eisenberger et al., 1986; Rhoades & Eisenberger, 2002; Nayır, 2011). In line with the information obtained, an item pool consisting of 22 statements was created to create a draft scale form.

In the second stage of the scale development process, educational management expert evaluation was carried out for content validity, and in the third stage, education management expert evaluation, Turkish language expert evaluation and similar sample pre-test application were carried out for face validity studies. In the fourth stage, EFA, CFA, criterion-related validity analysis and convergent validity analysis were performed for the construct validity of the scale. In the fifth stage, studies on the reliability of the scale were carried out by calculating the Cronbach Alpha coefficient, calculating the combined reliability value, calculating the item-total score correlation coefficients, calculating the Ferguson Delta Coefficient, test split-half method and the lower-upper 27% group method. In the last stage, the scale was finalized and scored.

Results and Recommendations

Perceived Organizational Career Support Scale (POCSS) reveals teachers' perceptions of whether their career development is supported by their organizations. During the scale development process, after the content validity and face validity studies of the item pool

consisting of 22 statements, a draft scale consisting of 13 items was created. EFA, CFA, convergent validity and criterion-related validity analyzes were conducted regarding the construct validity of the scale. As a result of EFA, a scale consisting of 10 items and a single dimension was obtained, explaining 76.95% of the total variance. The single-factor structure of the scale was tested with a different sample group than the sample group used in EFA through confirmatory factor analysis, and it was determined that the structure had good fit values according to the CFA results (CMIN/df = 1.33, RMSEA = .03; GFI = .96; AGFI= .93; CFI= .97; SRMR= .59; PGFI= .53). It was observed that there was a highly significant relationship between the scores obtained from the Perceived Organizational Career Management Scale (Davras, 2019), which was used to test criterion-related validity, and the POCSS. Since it was determined that each of the standardized factor loadings of the scale items was between .85 and .94, the AVE value was .81, and the calculated CR value (.98) and Cronbach's Alpha coefficient (.97) were greater than the AVE value, it was determined that the scale provided convergent validity.

To test the reliability of the scale, the split-half method and the lower-upper 27% group method were used to calculate the Cronbach Alpha coefficient, composite reliability value, item-total score correlation coefficients, and Ferguson Delta coefficient. The Cronbach Alpha coefficient of the scale was determined as .97, the composite reliability coefficient was .98 and the Ferguson Delta coefficient was .98. The item-total correlation coefficients of the scale ranged between .84 and .92; It was understood that each scale item was related to the entire scale, measured the same structure (perception of organizational career support) 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. According to the findings, it was concluded that the POCSS, developed to measure teachers' perceptions of organizational career support is a valid and reliable measurement tool.

The scale, which consists of one dimension and 10 items, is rated on a 5-point Likert-type scale as (1) Strongly Disagree, (2) Disagree, (3) Undecided, (4) Agree, (5) Strongly Agree; The highest score that can be obtained from the scale is 50 and the lowest score is 10. For the total scores obtained from the scale without inverse items, measurement levels were determined as "low ($10 \leq X < 23$ points)", "medium ($23 \leq X \leq 37$ points)" and "high ($37 < X \leq 50$ points)". High scores obtained from POCSS mean that teachers' perceptions of organizational career support are high.