



Okul Farkındalığı, Ölçeğinin Türkçeye Uyarlanması: Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması*

Turkish Adaptation of the School Mindfulness Scale (M-Scale): A Construct Validity and Reliability Study

Hilal BÜYÜKGÖZE**, Murat ÖZDEMİR***

• Geliş Tarihi: 23-08-2018 • Kabul Tarihi: 24-01-2019 • Yayın Tarihi: 22-05-2019

Öz

Bu çalışmada, Hoy, Gage ve Tarterton (2004) geliştirdiği Okul Farkındalığı Ölçeğinin Türk kültürüne uyarlanması amaçlanmıştır. Araştırmaya, Ankara'da bulunan 17 ilköğretim ve ortaokulda görev yapmakta olan 215 öğretmen katılmıştır. Ölçeğe ait veri seti çeşitli varsayımlar açısından incelendikten sonra geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları gerçekleştirilmiştir. Ölçeğin yapı geçerliliği doğrulanmış, faktör analizi (DFA) ile test edilmiştir. DFA ile Ölçeğin öğretmen farkındalığı ve müdür farkındalığından oluşan iki faktörlü yapıya dönüştürülmüştür. Ölçeğin güvenilirlik ve madde analizi çalışmaları, kapsam, madde-toplam korelasyonları, iki-yarar, test güvenilirliği, Cronbach alfa, Guttman lambda, tabakal, alfa, Armor teta, McDonald omega ve alt %27-üst %27lik grup ortalama farkları, incelenmiştir. Ölçeğin yer alan 14 maddenin madde ayırtıcılıklarının iyi düzeyde olduğu belirlenmiştir. Ölçeğin tamamına ilişkin iç tutarlılık katsayıları .88 oldu ve boyutlar, tamamına ilişkin katsayıları ise sırasıyla .83 ve .78 oldu ve saptandı. Gerçekleştiren geçerlik ve güvenilirlik analizleri, Ölçeğin okul farkındalığı yapısını Türk kültüründe ölçülmesi için yeterli psikometrik özelliklere sahip, geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğunu göstermiştir.

Anahtar sözcükler: okul farkındalığı, öğretmen farkındalığı, müdür farkındalığı, geçerlik, güvenilirlik, ölçek uyarlama

Atıf:

Büyükgöze, H. ve Özdemir, M. (2019). Okul Farkındalığı Ölçeğinin Türkçeye uyarlanması: Geçerlik ve güvenilirlik çalışması. *Pamukkale Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 46, 250-270. doi: 10.9779/pauefd.454945

* Bu çalışma, birinci yazarın ikinci yazarından, manla, bina yürüttüğü doktora tezinden üretilmiştir.

** Arş. Gör., Hacettepe Üniversitesi, ORCID: 0000-0002-7563-4740, buyukgoze@hacettepe.edu.tr

*** Doç. Dr., Hacettepe Üniversitesi, ORCID: 0000-0002-1166-6831, mrtozdem@hacettepe.edu.tr

Abstract

This study aimed to adapt the School Mindfulness Scale (M-Scale), developed by Hoy, Gage and Tarter (2004), into Turkish culture. A total of 215 teachers from 17 primary and middle schools located in Ankara participated in the study. First, some statistical assumptions were checked in the M-Scale data set, then validity and reliability studies were conducted. The construct validity of the scale was tested by confirmatory factor analysis (CFA). The CFA model validated the two-factor construct of the M-Scale. Within the reliability and item-analysis measures, item-total correlations, split-half test reliability, Cronbach's alpha, Guttman lambda, stratified alpha, Armours theta, McDonald's omega coefficients were calculated, and upper 27%-lower 27% group mean differences were examined by independent groups *t* test. The M-Scale was found to have a moderate level of item discrimination among its 14 items. The Cronbach's alpha value was calculated to be .88 for the overall M-Scale, .83 for *the teacher mindfulness factor*, and .78 for *the principal mindfulness factor*. The construct validation and reliability analyses indicated that the M-Scale appears to have adequate psychometric properties, and a valid and reliable data collection tool in measuring school mindfulness construct within Turkish culture.

Keywords: school mindfulness, teacher mindfulness, principal mindfulness, validity, reliability, scale adaptation

Cited:

Büyüköze, H. & Özdemir, M. (2019). Turkish adaptation of the School Mindfulness Scale (M-Scale): A construct validity and reliability study. *Pamukkale Üniversitesi E İtim Fakültesi Dergisi*, 46, 250-270. doi: 10.9779/pauefd.454945

Giriş

Öğrenci başarısında etkili olan faktörlerin belirlenmesinin önem kazanmasıyla birlikte eğitim araştırmacılar, etkili okul ve okul etkililiği kavramlarına daha yoğun bir şekilde odaklanmışlardır. Bu kapsamda, okul etkililiğine ilişkin birçok araştırma yürütülmüştür (Hallinger ve Heck, 1996, 2011; Hallinger ve Huber, 2012; Hopkins, Stringfield, Harris, Stoll ve Mackay, 2014; Ko, Hallinger ve Walker, 2012; Peurach ve Glazer, 2012). Bazı araştırmalar okul gelişimi ve etkililiğini öğretmen özellikleri, tutumu ve niteliği üzerinden ele alırken (Ham, Duyar ve Gümü, 2015; Hanushek, Kain, O'Brien ve Rivkin, 2005; Heck, 2007; Teddlie ve Reynolds, 2000; Uline, Miller ve Tschannen-Moran, 1998), bazıları ise okul yöneticisinin güvene dayalı, okul kültürü oluşturma ve sağlıklı okul iklimini sürdürmedeki rolü vurgulanmıştır (Bellibas ve Liu, 2018; Hallinger ve Leithwood, 1996; Hoy, Hannum ve Tschannen-Moran, 1998).

Hoy ise okul dinamiklerinin başarılı olmasında okul kültürü ve ikliminin önemine dikkat çekmiştir (Hoy ve Hannum, 1997; Hoy, Tarter ve Bliss, 1990; Hoy ve Woolfolk, 1993). Hoy (2010) göre okul kültürü çok sayıda örgütsel özelliği içeren bir yapıdır ve okul etkililiğini açıklamaya yardımcı, kapsamlı bir faktördür. Hoy (2003), okul etkililiği temelinde Langer (1989) kavramsal çerçevesinden yararlanarak farkındalık yapısını incelemiştir ve eğitim ortamlarına uyarlamıştır. Okul örgütlerine uyarlanan bu yapıyı, *okul farkındalığı* olarak adlandırmıştır. Okul etkililiğine ilişkin uluslararası yazın incelendiğinde okul farkındalığı, özellikle son yıllarda ele alınan bir yapı olduğu belirlenmiştir. Okul etkililiğini anlamaya ve açıklamaya yardımcı olan yapı, gereği okul farkındalığı, Türkiye bağlamında araştırılmakta, önemli görülmektedir. Ancak, bu konuda Türk araştırmacılar tarafından geliştirilmemiş bir ölçme aracı bulunmamaktadır. Hoy, Gage ve Tarter (2004) bu kapsamda öğretmen görüşlerine dayalı olarak okul farkındalığını incelemek, ölçmek ve değerlendirmek üzere bir ölçme aracı geliştirmiştir. Bu nedenle, okul farkındalığı, Türkiye bağlamında da sağlıklı şekilde incelenmesi ve ölçülmesi amacıyla bu araştırmada Hoy ve diğerleri (2004) tarafından geliştirilen Okul Farkındalığı Ölçeği'nin Türkçeye uyarlanması, geçerlik ve güvenilirliğinin test edilmesi hedeflenmiştir.

Okul Farkındalığı

Langer (1989), bireysel farkındalıkla ilişkin çalışması, farkındalık yapısını incelemesi ve anlamlandırmada öncül araştırmalardan olmuştur. Langer bu çalışmada farkındalığı bireyin sürekli olarak zihninde yeni kategoriler açması ve her olaya ilişkin birden fazla bakış açısı geliştirmesi olarak tanımlamıştır. Ancak, örgüt düzeyinde incelendiğinde bireysel farkındalık yapısı yetersiz kalmıştır. Bu doğrultuda Weick, Sutcliffe ve Obstfeld (1999), Langer kavramsal çerçevesi temelinde farkındalığı örgüt düzeyinde ele almak ve *örgütsel/kolektif farkındalık* terimini kullanmıştır. Bu araştırmada, farkındalığı yüksek olan örgütler aynı zamanda örgütsel güven algısında yüksek olduğu örgütler olarak irdelenmiştir. Bunun sonucunda Weick ve diğerleri (1999) bu tür örgütleri diğer örgütlerden ayrıran temel özellik olduğunu belirtmiştir. Bu örgütlerin hassaten deyim odaklı, mevcut duruma yoğunlaştıran, başarısızlıklar, dikkate alan, taktiksel açıdan başarıyla yönetilen ve esnekliğin önem veren bir yapıda olduğu saptanmıştır.

Weick ve Sutcliffe (2001) daha sonra örgütsel farkındalığı yüksek olan örgütlerin özelliklerini birer bileşen olarak değerlendirmiş ve bu bileşenleri başarıyla önceden başarı

çıkma, basitle tirmeye isteksizlik, uygulamalara duyarlılık, zorluklar, ama gücüne bağlılık ve uzmanlık, dikkate alınarak adlandırılmıtır. Hoy (2003) ve Hoy, Gage ve Tarter (2004, 2006) ise Weick ve Sutcliffe'nin (2001) örgütsel farkındalık bağlamında sunduğu bu beş temel öğütlerin yapısını ve işlevini dikkate alınarak *okul farkındalığı* şeklinde kavramsallaştırarak uyarlamıştır. Bu nedenle, okul farkındalığı, beş farklı bileşenden oluşan bütüncül bir yapıyı temsil etmektedir. Okul farkındalığı, öğretmenler için (1) hatalara ve başarısızlığa odaklanma, (2) basitle tirmeye isteksizlik, (3) öğretim-öğretim faaliyetlerinde duyarlılık, (4) zorluklar, ama gücüne bağlılık ve (5) uzmanlık, dikkate alınarak sınırlanmaktadır.

Hatalara ve başarısızlığa odaklanma: Genellikle örgütler başarıları odaklanıyor ve bunu da gelecekteki başarıları için bir baskı unsuru olarak algılar. Potansiyel paydaları da her zaman başarılarından bahsederler. Okullarda da işler aynı şekilde yürür, okul örgütünde yer alan herkes başarıları, paylamaya ve kendine bir pay çikarmaya eğilimlidir ancak kimse başarısızlıklarını sahiplenmeye istekli olmaz. Tam tersine, Weick ve Sutcliffe (2001) başarıya odaklanmanın rehabet, kibir ve tembelliği tetikleyeceğini öne sürmektedir. Örgütler yalnızca başarıları odaklandıklarında, ne kadar beklentiyi karşıladıklarını görürler ancak ne kadar beklentiyi gerçekleştiremediklerinin farkına varamazlar. O nedenle, etkili örgütler başarıları ve başarısızlıklarına ne derece yoğunlaştıkları gerektiğini ilik bir denge gözeterek örgüt içerisinde farkındalık sürdürülebilir. Nasıl ki yalnızca başarıları odaklanmak örgütü hata yapmaya sürüklerse, yalnızca hatalara ve başarısızlıklara odaklanmak da umutsuzluğa ya da yanlış kararlara neden olabilir (Fiol ve O'Connor, 2003).

Hoy (2003) ise hatalara odaklanma bileşeninin, ilk bakışta, yenilgiyi kabul eden ya da umutsuzluğa yol açan bir algı olduğunu belirtmekle birlikte, örgütleri en küçük sorunu dahi önemsemeye teşvik ettiği için esasen etkililiği arttıran bir araç olarak ifade etmektedir. Okullarda da tek motivasyon kaynağı ve hedefi başarı olursa, yalnızca bu başarıları destekleyen veriyi seçerler ve küçük başarısızlıklarını göz ardı ederler. Bu durumda ise küçük sorunlar zamanla büyüyebilir ve başarıyı çikilmasında zor bir hal alabilir. Örnek vermek gerekirse, bir okuldaki öğrencilerin %90'ı başarıları ve %10'u başarısızlık ise okul yöneticilerinin ve öğretmenlerin bu %10'luk dilimde yer alan öğrencilerin düşük akademik performansına ilik hassasiyet göstermesi ve bu durumu kolektif bir şekilde paylaşmaya ilik giriimde bulunması beklenir. Böylelikle, başarısızlıklarla çok daha önceden meşgul olunup önlem alınarak okul etkililiğinin artması sağlanabilir.

Basitle tirmeye isteksizlik: Günümüzde örgütlere büyük çapta bilgi akışı olmakta, bu ise basitle indirgeme fikrinin doğallıkla karşınlanmasıyla yol açılmaktadır. Bilginin önce analiz sonra sentez edilerek basitle tirilmesi örgüt açışından istenen bir durumdur. Öte yandan, basitle tirme ne kadar olan ve yaygınlaşsa, örgüt içerisinde olup biteni anlamaya ve farkına varmaya ölçüde uzaktır (Weick, Sutcliffe ve Obstfeld, 1999). O nedenle, örgütler bilgi akışını, sınırlanmamalı, sağlıklı, bilgilendirici, desteklemeli ve uygun yollarla gerçekleştirmesi sağlanmalıdır.

Okullarda diğer örgütlerde olduğu gibi uygulamaları, basitle tirmenin yollarını arar. Ancak, özellikle de karar alma yetkisine sahip kişilerin okula ilik uygulamaları, basitle indirgemeye isteksiz olmaları gerekir (Hoy ve Miskel, 2008). Bu doğrultuda, karar alma sürecinde tüm paydaları, temsil eden ve farklı görüşlere ya da bakış açılarına sahip kişilere yer verilmesi beklenir. Böylelikle, her kesimi dikkate alan ve aynı zamanda farklı görüşleri gözetilen kararlar alınabilir. Farklı bakış açıları, sorunları çözümüne yönelik yeni yaklaşımlar

üretilmesini sağlar, bu ise beklenmedik bir sorun ile karşılaşılabilir, daha kısa süre içerisinde başarıyla çözümlenebilir durumda olması sağlar (Pinck ve Sonnentag, 2017).

E-İtim-ö retim uygulamalarıyla ilgili: Uygulamalara duyarlılık, genelleştirmeye karşı, olma ve sorunun kökenine inme açısından basitleştirmeye isteksizlik bile eni ile örtülmektedir. Uygulamalara duyarlılık, yapılan iş ya da görev esnasında her şeyin olması gerektiği gibi işlemediğine ilişkin sürekli olarak kontrol ve izleme durumunda olmayı ifade eder. Weick ve Sutcliffe (2006) ise bu özelliğin, örgüt sistemi içerisindeki gerçekliğe yönelik tepkisel ve duyarlı olmayı gerektirdiğini belirtmiştir. Bununla birlikte, olasılıklar, tehlike ya da sorunların önceden fark edilmesi ve buna yönelik eyleme geçilmesi de bu niteliğe sahip örgütlerde daha kolay gerçekleşmektedir.

Okul ortamında ise bu özellik okul yöneticisinin e-İtim ve ö retim faaliyetlerini çok yakından takip etmesi olarak ifade edilmektedir (Kearney, Kelsey ve Herrington, 2013). Okul yöneticisinin e-İtim-ö retim uygulamalarıyla yönelik bu duyarlılık, okul personeli ile olan ilişkileriyle yakından ilişkilidir. Okulun mevcut durumu, koşulları ve olup biten ne varsa ö retmenlerin bunu bir üst yönetime içtenlikle aktarabilmesi için karşılıklı güvenin inandırılması gerekir (Hoy, 2003; Hoy, Gage ve Tarter, 2006). Çünkü okullar ne kadar bürokratik bir yapıya olursa olsun, ö retmenler sınıfında büyük ölçüde özerktir ve ancak kendileri anlatmaya istekli olursa okul yöneticisinin sınıf içerisinde olanlardan bilgisi olabilir (Thomas, 2017). O nedenle, farklı kuram, kontrol, süreç, kurallar ile etkili iletişim sağlayamayla karşılaşmayla öngörür.

Zorluklar, başarıyla ilgili: Farklı, yüksek olan kurumların bazı özelliklerine ilişkin bahsedilen ilk üç özellik, örgütlerin farklılıklarını, besleyebilecekleri ve beklenmedik durumları, daha büyük sorunlar haline gelmeden çözebileceklerine ilişkinidir (Vogus ve Sutcliffe, 2012). Zorluklar, başarıyla ilgili ise güvenilirliği yüksek örgütlerin krizle başa çıkma ve ardından hızlı bir şekilde örgütün kriz öncesi durumuna dönmesini sağlayan beceriler bütünüdür (Gage, 2003; Williams, 2010). Her örgütte sorunlar yaşanabilir ancak farklı sahibi okul yöneticileri bu gerçeğin bilincinde hareket ederler. Yüksek farklılık, başarıyla sahip okul müdürleri, sorunları büyümeden tespit etmeye odaklanırlar, gibi bir kriz durumunda da zorluklar, başarıyla yönelik başarıları, ortaya koyarak bu yönde bir kapasitenin geliştirilmesini destekler (Verdorfer, 2016). Okullar da diğer örgütlerde olduğu gibi beklenmedik durumlara karşı, her zaman tedbirli olmalı ve aynı zamanda zorluklar, başarıyla yönelik direnç göstererek bunlarla başa çıkabilmelidir. Okul ortamında karşılaşılan zorluklar, daha kolay ve zamanında başa alabilmek için öncelikle okuldaki bireylerin birbirlerinin kapasitelerinin farkında olması, problemin çözümü, başarıyla bilgisi ve eleştirel yaklaşım becerisi gereklidir (Weick ve Sutcliffe, 2001). Bu nedenle, okul müdürleri, ö retmenler ve diğer paydaşlar, beklenmedik sorunlar ile başa çıkabilmek adına her zaman dirençli ve esnek olmaya odaklanmalıdır (Hoy, Gage ve Tarter, 2006; Williams, 2010).

Uzmanlık, dikkate alma: Bireylerin doğuştan gelen yetenekleri, e-İtim ya da deneyim ile kazanırlar, bir uzmanlık alanı olabilir. Ancak, çoğu örgütte ya fark edilmediği için ya da gösterilmesine olanak tanınmadığı için bu uzmanlık potansiyelinden yararlanılamamaktadır (Gage, 2003). Weick ve Sutcliffe'in (2001) de belirttiği gibi birçok örgütte yukarıdan aşağıya, gerçekleştiren bir karar alma süreci benimsenmiştir ve bu durum üst yönetimde yapılan hataların hiyerarşide aşağıya doğru yer alanların hatalarıyla birleşerek daha kritik hale gelmesine yol

açabilmektedir. Ancak, farkındalık düzeyi yüksek olduğu örgütlerde, kararlardan etkilenecek kişilerin pozisyon, kademe ya da makam, gözetilmeksizin karar verme sürecine katkı sunması sağlanabilir. Bu varsayılan ya da potansiyel sorunlara çözüm üretmeyi kolaylaştıran bir etmendir (Gage, 2003; George, 2012; Hoy, 2003; Weick ve Sutcliffe, 2001). Yüksek farkındalık, a sahip okullarda bir özelliği de standartlaştırma kurallardan ve katı yapılar ve süreçleri benimseme yanından uzak durmalarıdır. Bu okullarda, kademeden ya da mevkiden başlıca olarak mevcut sorun ile uygun uzmanlar, özellikle tirmeye önem verilir. Farkındalık, yüksek okullarda, karar alma sürecinde çoklukla tüm okul personelinin görüşüne başvurulur ve önem verilir, ancak o konuda bilgi sahibi ve uzmanlar, a sahip kişilerin fikirlerine öncelik verilir. Başka bir ifadeyle, yüksek farkındalık, a sahip okullarda sorunların çözümünde hiyerarşiden çok uzmanlara odaklanılır (Barry ve Meisiek, 2010; Hoy, Gage ve Tarter, 2006; Kearney, Kelsey ve Herrington, 2013).

Yöntem

Bu çalışmada, Hoy, Gage ve Tarter'ın (2004) geliştirdiği Okul Farkındalığı Ölçeğinin Türkçeye uyarlama çalışması yürütülmesi, geçerlik ve güvenilirliğinin sağlanması amaçlanmıştır. Bu doğrultuda, betimsel yöntem uygulanmış ve nicel araştırma tekniklerinden yararlanılmıştır.

Veri Toplama Aracı

Katılımcıların görev yapmakta oldukları okulun genel olarak farkındalık düzeyine ilişkin görüşleri Hoy, Gage ve Tarter'ın (2004) geliştirdiği Okul Farkındalığı Ölçeği (OFÖ) ile ölçülecektir. Ölçek, birçok uluslararası çalışmada okul farkındalığına ilişkin değerlendirme yapmak üzere kullanılmıştır (Hoy, Gage ve Tarter, 2006; Kearney, Kelsey ve Herrington, 2013; Scarbrough, 2005; Thomas, 2017; Watts, 2009). OFÖ, Weick ve Sutcliffe (2001), Hoy (2003) ve Hoy, Gage ve Tarter'ın (2004) geliştirdiği okul farkındalığına yönelik bütüncül yapıya benzer kapsayan maddelerden oluşmaktadır. Ölçek, öğretmenlere uygulanmak üzere tasarlanmıştır. Öleğkten alınan yüksek puanlar, ilgili okula yönelik katılımcıların okul farkındalığına ilişkin yüksek olduğunu işaret etmektedir. Öleğkte iki faktörde toplanan 14 madde bulunmaktadır. *Öğretmen farkındalığı*, boyutunda yedi madde (örn: "Bu okuldaki öğretmenler, gelişime yönelik dönüt almayı olumlu kararlaştırır") ve *müdür farkındalığı*, boyutunda yedi madde (örn: "Bir kriz halinde, bizim eğitim-öğretime devam edebilmemiz için durumla müdürümüz kendisi ilgilenir") bulunmaktadır. 6'luk Likert tipinde tasarlanan maddeler, (1) hiç katılmıyorum ile (6) tamamen katılıyorum arasında değerlendirilebilir. Öleğkte yer alan maddelerden yedisi ters kodlanmıştır. Ters kodlanan maddelere örnek olarak "Bu okuldaki birçok öğretmen de işime isteksizdir" ve "Okul müdürümüz öğretmenlerin görüşlerine değer vermez" verilebilir.

Öleğğin geliştirilme amaçları arasında farkındalık yapısının tüm bileşenlerini temsil edecek şekilde alanyazına ve öğretmen, okul yöneticisi ve alan uzmanların görüşlerine dayalı olarak 67 ölçek maddesi hazırlanmış ve ilk pilot çalışma Ohio ile Kuzey Carolina eyaletlerinde yer alan 90'dan fazla okulda görev yapmakta olan toplamda 101 öğretmenle gerçekleştirilmiştir. Bu amaçla, her bir farkındalık bileşeninin birer boyut oluşturulmuş, saptanmıştır. İlk pilot çalışması sonucunda, okul farkındalığındaki toplam varyansın %48'ini açıklayan 34 maddelik bir form elde edilmiştir.

İkinci pilot uygulamadan önce 34 maddelik form kuramsal açıdan tekrar değerlendirilmi ve ölçeğin özetmen farkındalık, ve müdür farkındalık, olmak üzere iki faktörden oluşması gerektiğine karar verilmiştir. Bu doğrultuda, mevcut formdan bazı maddeler çıkarılmış ve bazı maddeler de eklenmiştir. Böylelikle, 20 maddesi özetmen farkındalık, ve 20 maddesi de müdür farkındalık, olacak şekilde form tekrar düzenlenmiştir. İkinci pilot uygulama, yedi farklı eyaletteki (Michigan, New York, Kuzey Carolina, Ohio, Oklahoma, Teksas ve Virginia) 103 okulda gerçekleştirilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, her bir maddenin çoklukla uygulama öncesinde belirlenen faktörlerde yer aldığı, belirlenmiştir. Ancak, çapraz yük veren altı madde formdan çıkarılmış ve 34 maddelik bir form elde edilmiştir. Bu formda yer alan 34 madde üzerinde birçok kez açılmış, faktör analizi uygulanmış ve bu doğrultuda form özetmen farkındalık, ve müdür farkındalık, boyutlarında 10'er madde yer alacak ve farkındalık yapıları, beş bileşeni temsil edecek şekilde 20 maddeye indirilmiştir. Ölçeğin bu haline ilişkin Cronbach alfa içtutarı, özetmen farkındalık, boyutu için .85 ve müdür farkındalık, boyutu için ise .92 olarak rapor edilmiştir.

Hoy, Gage ve Tarter (2004) bu noktada elde edilen ölçek formunun psikometrik özelliklerinde negatif yönde herhangi bir değişim olmadan madde sayısı, azaltmaya karar vermiş ve bu kez ise Ohio eyaletinde yer alan 75 ortaokulda görev yapmakta olan 2600 özetmen ile bir çalışmaya gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmaya sonucunda ise 14 madde ve iki faktörden oluşan ölçeğin mevcut formu elde edilmiştir. OFÖ'de yer alan maddelerin yük değerlerinin .55 ile .92 arasında yer aldığı, belirlenmiştir. Ölçeğin özetmen farkındalık, boyutu tarafından açıklanan varyans %13.55 ve müdür farkındalık, boyutu tarafından açıklanan varyans ise %52.61'dir. Buna göre, OFÖ okul farkındalık, yapılarındaki toplam varyansın %66.16'sını, açıklamaktadır. Son olarak OFÖ'nün güvenilirlik değerleri incelendiğinde, özetmen farkındalık, boyutunun Cronbach alfa katsayısı .93 olduğu, müdür farkındalık, boyutuna ilişkin içtutarı, değerinin .96 olduğu ve ölçeğin tamamına ait güvenilirlik katsayısı .95 bulunduğu rapor edilmiştir.

Hoy ve diğerleri (2004) tarafından yukarıda bahsedilen amaçlar sonucunda geliştirilen OFÖ'nün Türk kültürüne uyarlama, geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları, ise araştırmacılar tarafından gerçekleştirilmiştir.

Okul Farkındalık, Ölçeğinin Geçerlik ve Güvenirlik Çalışmaları,

Ölçeğin uyarlama süreci, Aegisdóttir, Gerstein ve Çarba (2008) tarafından önerilen ölçek uyarlama amaçları, izlenerek gerçekleştirilmiştir. Buna göre, ölçeğin uyarlama çalışması, başlamadan önce OFÖ ile ölçülmek istenen okul farkındalık,na yönelik bütüncül yapıları, Türk eğitim sisteminde de mevcut olduğuna, böylelikle başka bir kültür için hazırlanmış olan ölçeğin uyarlanması, Türk kültüründe bir katkı bulacağına, anlamlı olacağına ve okul farkındalık,na, Türk kültüründe araştırmacılar tarafından katkısı sağlanacağına eğitim yönetimi tarafından özetmen üyelerinin görüşlerine de başvurularak karar verilmiştir. OFÖ'nün uyarlama çalışması, hak sahibi yazarlardan ölçeği Türkçeye uyarlamaya ilişkin e-posta aracılığıyla izin alınarak başlanmıştır.

Dil Edimleri

Bu amaçta öncelikle, her iki dile de çok iyi düzeyde hakim üç dil uzmanı tarafından İngilizce dilindeki yönergenin, cevaplama seçeneklerinin ve ölçek maddelerinin Türkçeye çevirilmesi

sa lanm, t.r. Elde edilen üç ayr, çeviri formu, her iki dile de iyi düzeyde hakim bir e itim yönetimi alan uzman, ile müzakere edilerek, her bir ölçek maddesini anlamsal ve kavramsal aç,dan en iyi ekilde temsil eden çeviriler seçilerek tek bir form elde edilmi tir. Elde edilen bu form, e itim yönetimi, psikolojik dan, ma ve rehberlik ve e itimde ölçme ve de erlendirme alan,nda ö retim üyesi olan ve e itim alan,nda ölçek uyarlama sürecinde deneyimli uzmanlar,n görü üne sunulmu tur. Uzman görü leri do rultusunda ölçek maddelerinde k,smi düzeltmeler gerçekleştirilmi tir. Elde edilen bu form, yedi ö retmen ve iki okul yöneticisinden olu an bir grubun görü üne sunulmu , dilsel ve deyimsel aç,dan incelemeleri sa lanm, t.r. Ö retmen ve okul yöneticilerinden olu an grubun dönütleri de erlendirilmi ve bu do rultuda Türkçe form üzerinde k,smi düzeltmeler yap,lm, t.r.

Bir sonraki a amada ise elde edilen Türkçe çeviri formunun, daha önceki çeviri a amalar,nda yer almayan ba ka bir dil uzman, tarafından ngilizceye geri çevirisinin yap,lm, sa lanm, t.r. OFÖ'nün özgün formunda yer alan ngilizce maddeler ile geri çeviri ile elde edilen maddeler bir araya getirilerek incelenmi ve geri çeviri ile elde edilen madde çevirilerinin özgün maddeler ile ço unlukla tutarl, oldu u belirlenmi tir. Bu kapsamda, geri çeviri sonucunda elde edilen formun özgün form ile e de erli ini de erlendirmek üzere OFÖ'nün hak sahibi Wayne K. HOY (Ohio Eyalet Üniversitesi, Ohio, ABD) ve arkadaş lar,n,n görü üne ba vurulmu tur. Hak sahibi yazarlar, geri çeviri ile elde edilen ölçek formunun, ölçe in özgün formu ile dilsel, anlamsal ve kavramsal aç,dan büyük ölçüde örtü tü ünü ifade etmi ve 3. ve 14. madde için k,smi önerilerde bulunmu tur. Yazarlar,n düzeltme önerileri dikkate al,nm, , ilgili de i iklikler yap,lm, ve revize edilen form tekrar uzman görü üne sunulmu tur. Alan uzmanlar,n,n da onay, ile ölçe in nihai formu elde edilmi ve OFÖ'nün dilsel ve anlamsal aç,dan özgün form ile tutarl, oldu una karar verilmi tir.

Okul Fark,ndal, , Ölçe için Geçerlik Çal, malar,

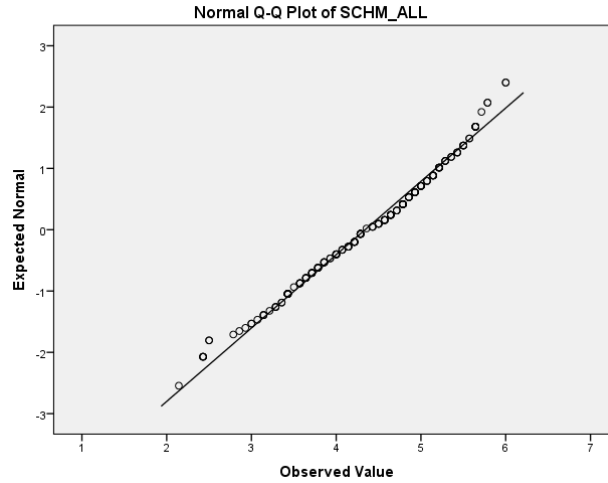
OFÖ'nün dilsel e de erlik çal, malar, sonucunda elde edilen formu, Ankara ilinde toplam 17 ilkokul ve ortaokulda görev yapmakta olan 215 ö retmene uygulanm, t.r. Kat,l,mc, ö retmenlerin 134'ü (%62.3) kad,n ve 81'ü (%37.7) erkektir. Ö retmenlerin ya aral, , 22 ile 59 ya (ranj=37) aras,nda de i mekte olup ortalama kat,l,mc, ya , 36.92'dir. E itim düzeyine göre incelendi inde, kat,l,mc,lardan 6's,n,n (%2.8) önlisans derecesine, 177'sinin (%82.3) lisans derecesine ve 32'sinin (%14.9) lisansüstü e itim derecesine sahip oldu u saptanm, t.r. Ö retmenlerin mesleki k,deminin 2 y,l ile 39 y,l aras,nda yer ald, , ve ortalama mesleki k,demin 12.9 y,l ($SD=7.98$) oldu u belirlenmi tir. Kat,l,mc,lar mevcut okullar,ndaki görev süresine göre incelendi inde ise bu sürenin 2 y,l ile 18 y,l aras,nda de i mekte oldu u ve ö retmenlerin mevcut okuluna ili kin ortalama görev süresinin 4.13 y,l ($SD=3.52$) oldu u gözlenmi tir.

Örneklem büyüklü üne ili kin alanyaz,n incelendi inde, örne in Tabachnick ve Fidell'in (2012) faktör yap,s,n,n belirgin ve az say,da oldu u durumlarda faktör analizi yapmak için örneklem büyüklü ünün 100'e indirilebilece ini ancak güvenilir sonuçlar elde etmek için 200 deneklik bir örneklem büyüklü ünü gerekli buldu u belirlenmi tir. Benzer ekilde, Sapnas (2004) da 100 ki ilik bir denek grubunun analiz için yeterli olaca ,n, rapor etmi tir. Kline (2013) ise geçerlik analizi için örneklem büyüklü ü belirlenirken dikkate al,nacak denek-madde oran,n,n 10/1 eklinde gerçekleştirilmesi gerekti ini belirtmi tir. Öte yandan Myers, Ahn ve Jin (2011) do rulay,c, faktör analizi ile veri toplama arac,n,n kuramsal aç,dan test edildi i

durumlarda 200 ve üzeri dene e ihtiyaç oldu unu, evren kestirimi için yürütüldü ü ara t,rmalarda ise evren büyüklü üne de ba l, olarak en az 300 veri ile analizin gerçekle tirilmesi gerekti ini ifade etmi tir. Psikometri ve ölçme alan,nda örneklem büyüklü üne ili kin yorumlar farklıla makla birlikte örneklem büyüklü ü artt,kça örnekleme hatas,n,n azalması, ve böylelikle ampirik aç,dan daha sa l,kl, ve net sonuçlar elde edilebilmesi için örneklem büyüklü ünün yüksek tutulması, yönündeki görüş hakimdir (Gagné ve Hancock, 2006; MacCallum, Widaman, Zhang ve Hong, 1999; Marsh, Hau, Balla ve Grayson, 1998). Bu do rultuda, OFÖ'nün iki faktörlü yap,s,, toplamda 14 maddeden olu tu u ve birçok psikometri uzman, tarafından ortaya konulan örneklem büyüklü ü ölçütü göz önünde bulunduruldu unda 215 ö retmenden olu an örneklem büyüklü ünün geçerlik ve güvenilirlik analizleri için uygun oldu una karar verilmi tir.

Do rula y,c, faktör analizi (DFA), aç,mılay,c, faktör analizi (AFA) sonucunda elde edilen faktör yap,s,n,n farklı bir veri setinde kuramsal aç,dan s,nanması, amacıyla yürütülür (Tabachnick ve Fidell, 2012). Ba ka bir ifadeyle, ara t,rmacı, DFA uygulamas,ndan önce kuramsal bir model kurar ve analizi kuramsal bir temele dayalı, yürütür (Pituch ve Stevens, 2016). Bu kapsamda OFÖ'nün faktör yap,s,n,n kaynak dilde AFA ile ortaya konulması, nedeniyle ölçü in yap, geçerli inin hedef dilde DFA ile test edilmesine karar verilmi tir. Veri setinin özelliklerine göre uygulanacak DFA yöntemi farklıla t, , için, veri baz, psikometrik varsayımlar aç,s,ndan incelenmi tir.

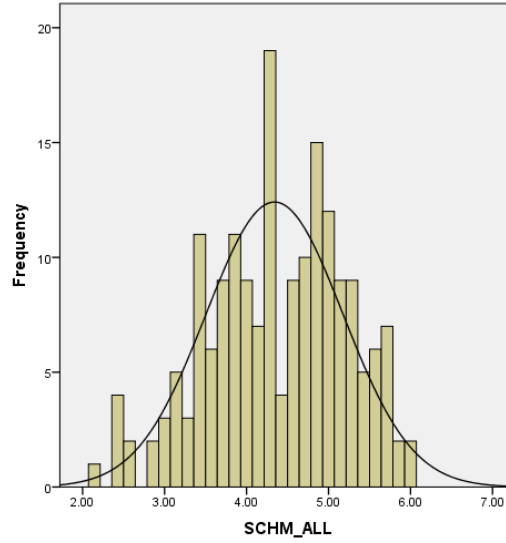
Veri seti üzerinde ilk olarak normallik varsayı m, test edilmi tir. Verinin normal dağı l,m gösterip göstermedi i betimsel grafikler ve normallik testleri arac,l, yla belirlenebilmektedir. Bu kapsamda öncelikle normal Q-Q olas,l,k grafi i incelenmi tir. Veri setine ait normal Q-Q olas,l,k grafi i ekil 1'de sunulmaktadır.



ekil 1. Normal Q-Q olas,l,k grafi i

ekil 1'de sunulan normal Q-Q olas,l,k grafi inde görülebilece i üzere puanlar düz bir çizgi üzerinde yer almaktadır. Grafikte yer alan noktalar, düz bir çizgi üzerinde birleşmesi verinin normal dağı l,m gösterdiğine iaret etmektedir (Easton ve McCulloch, 1990). Buna göre, okul farklı, na ili kin ö retmen görüşlerine ait verinin normal dağı l,m gösterdiğini belirtilebilir.

Veri setinin normallik analizleri kapsamında histogram grafiği de incelenmiştir. Veriye ait histogram grafiği ekil 2'de sunulmaktadır.



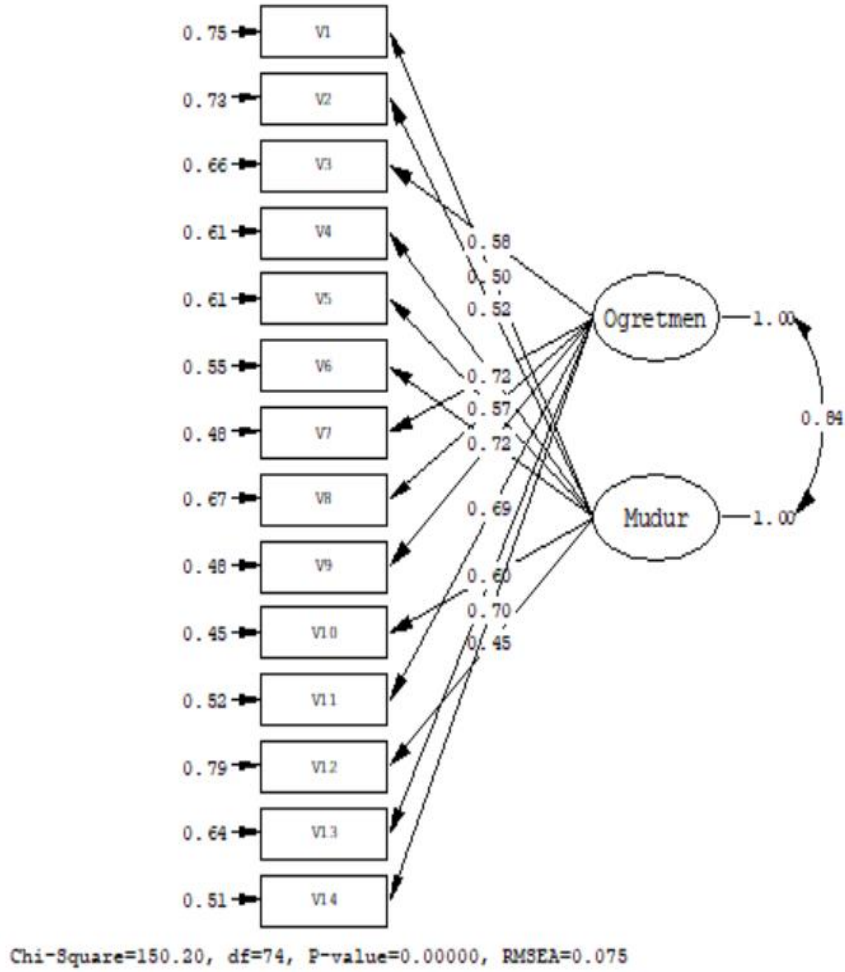
ekil 2. Histogram grafiği

ekil 2'den de izlenebileceği gibi histogram grafiğinde yer alan dağılımın normal dağılıma çok yakın olduğu belirlenmiştir. Bu ise OFÖ'ye ait veri setinin normal dağılıma yönelik biçimsel bir gösterge olarak değerlendirilmiştir.

Verinin normallik analizi kapsamında basıklık ve çarpıklık değerleri de dikkate alınmıştır. Basıklık değerinin -0.443 ve çarpıklık değerinin -0.301 olduğu belirlenmiştir ($SD=0.835$). ± 2 aralıkta yer alan basıklık ve çarpıklık değerlerinin normal dağılıma işaret ettiği belirtilmektedir (George ve Mallery, 2010; Gravetter ve Walnau, 2000; Trochim ve Donnelly, 2006). Bununla birlikte, Kolmogorov-Smirnov normallik testi yürütülmüştür. Test sonucunun manidar olmadığı, başka bir ifadeyle test verisinin normal dağılım gösterdiği belirlenmiştir ($p>0.05$).

Normal dağılım gösteren veri setine ait ortanca, mod ve aritmetik ortalama değerlerinin aynı ya da çok yakın olması beklenir (Gravetter ve Walnau, 2000). Mevcut veriye ait ortanca değeri 4.28 , mod değeri 4.29 ve aritmetik ortalama ise 4.34 olarak hesaplanmıştır. Bu değerlerin birbirine çok yakın olması da normal dağılıma kanıt olarak kabul edilmektedir. Veri seti, uç ve aşırı değerler (*) açısından kutu grafiği ile incelenmiştir. Kutu grafiğinde herhangi bir uç ya da aşırı değer rastlanılmamıştır. Sonuç olarak, DFA modeli kurmak üzere elde edilen verinin betimsel grafikler ve normallik testleri sonuçlarına dayalı olarak normal dağılım gösterdiği belirlenmiştir.

Normallik varsayımına karşılayan veri setinin yapı geçerliliğinin kovaryans dayalı modellerle incelenmesi gerekmektedir (Hair, Ringle ve Sarstedt, 2011). Bu doğrultuda, veri setinin faktör yapısını LISREL 8.8 yazılımı (Jöreskog ve Sörbom, 2006) ile sınımlanmıştır. OFÖ'nün 14 madde ve iki boyuttan oluşan yapısını ilkin sözdizimi dosyasının hazırlanması sonrasında analiz gerçekleştirilmiştir. DFA ile elde edilen model ekil 3'te sunulmaktadır.



ekil 3. OFÖÖye ili kin yol diyagram,

ekil 3'te, OFÖÖye ili kin yol diyagram,nda ki-kare derecesinin $\chi^2=150.2$, serbestlik derecesinin $sd=74$ oldu u, buna göre χ^2/sd oran, n/n $150.2/74=2.02$ ($p<.05$) oldu u belirlenmi tir. Bu oran, n 5.0 'ın alt,nda olmas, kuramsal modelin uyum iyili ine sahip oldu una, 3.0 'ten daha küçük bir de er almas, DFA modelinin iyi bir uyuma sahip oldu una i aret etmektedir (Schermelleh-Engel, Moosbrugger ve Müller, 2003). DFA modeline ait RMSEA de eri $.07$ olarak hesaplanm, t.r. RMSEA de erinin $.08$ ile $.05$ aras,nda yer almas, kabul edilebilir uyuma, $.05$ 'ın alt,nda bir de er almas, ise minimum hataya ve mükemmel uyuma kan,t olarak kabul edilmektedir (Browne ve Cudeck, 1993; MacCallum, Browne ve Sugawara, 1996). RMSEA de erine göre okul fark,ndal, ,na ili kin DFA modelinin kabuledilebilir uyuma sahip oldu u belirtilebilir. DFA ile elde edilen di er uyum iyili i de erleri Tablo 1'de sunulmaktad.r.

Tablo 1. DFA Modeline ait Uyum İndeksleri

Değişken	Madde Sayısı	sRMR	CFI	IFI	GFI	AGFI	RFI	NFI	NNFI
Okul Farkındalık Ölçeği	14	.059	.96	.96	.89	.85	.92	.93	.95
Öğretmen Farkındalık Ölçeği	7	.043	.98	.98	.95	.91	.94	.96	.96
Müdür Farkındalık Ölçeği	7	.052	.96	.96	.95	.91	.90	.93	.94

n = 215

Tablo 1'den izlenebileceği gibi OFÖ'nün iki faktörlü yapısı ve her bir boyutu için DFA yapılmış ve ortaya çıkan uyum iyiliği değerleri sunulmuştur. sRMR değeri, gözlenen kovaryans ile DFA modeli tarafından açıklanan kovaryans arasındaki ortalama farkı göstermektedir ve örneklem büyüklüğünden bağımsız bir değerdir (Quintana ve Maxwell, 1999). Bu nedenle, Hu ve Bentler (1995) model uyumuna karar verirken sRMR değerinin belirleyici olduğunu, .10 ile .05 arasındaki değerlerin kabul edilebilir uyumu gösterirken .05'ten küçük değerlerin çok iyi uyuma işaret ettiğini belirtmiştir. Buna göre, test edilen DFA modelinin görece iyi uyuma sahip olduğunu belirtilebilir.

Analiz sonucunda elde edilen uyum iyiliği değerlerinden CFI, IFI, GFI, RFI, NFI ve NNFI'nin .90 üzerinde yer alması, kabul edilebilir uyuma işaret ederken .95 ve üzerindeki değerlerin çok iyi model uyumunu gösterdiği ifade edilmektedir (Baumgartner ve Homburg, 1996; Marsh, Hau, Artelt, Baumert ve Peschar, 2006). Öte yandan, AGFI değeri için .85 ile .90 arasındaki değerler kabul edilebilir bulunurken, .90 ve üzerindeki değerlerin DFA modelinin iyi uyumuna işaret ettiğini belirtilmektedir (Schermelleh-Engel, Moosbrugger ve Müller, 2003). Mevcut DFA sonuçlarına göre ölçeğin tamamına ilişkin AGFI değeri .85 olarak hesaplanmış, t.r. Bu değer, mevcut modelde kabul edilebilir düzeyde kalsa da örneklem büyüklüğü arttıkça AGFI ve GFI değerlerinin de yükseldiği bilinmektedir (MacCallum ve Hong, 1997). Sonuç olarak, DFA ile elde edilen modelin kuramsal modelle iyi düzeyde uyumlu olduğunu ve OFÖ'nün yapı geçerliliğinin sağlandığını belirlemiştir.

Okul Farkındalık Ölçeğinin Güvenirlik Çalışmaları

OFÖ'nün güvenirlik çalışmaları, PASW 18.0 yazılımı ve R-Project 3.5.1 sürümünde gerçekleştirilmiştir (R Core Team, 2018). Bu kapsamda madde-toplam korelasyonları, iki yarım test güvenilirliği (Spearman-Brown katsayısı), Cronbach alfa (α), tabakalı alfa (α_k), Armor teta (τ), McDonald omega (ω_h), Guttman katsayıları (τ_b) ve alt %27-üst %27 grup ortalamaları hesaplanmış, t.r.

OFÖ'nün güvenirlik çalışmaları, madde-toplam korelasyonlarının hesaplanması ile başlanılmış, t.r. Madde-toplam korelasyon değerleri, ölçek maddelerinin ölçekte yer alan diğer maddelerin toplam puanı ile arasındaki ilişkiyi ortaya koyar. Korelasyon katsayılarının pozitif değerler alması ve yüksek olması (.30 ve üzeri) ölçekte yer alan maddelerin benzer davranışlar, ölçtüğüünü gösterir (Zijlman, Tijmstra, van der Ark ve Sijtsma, 2017). Bu çalışmada OFÖ'nün düzeltilmiş madde-toplam korelasyon değerlerinin .496 ile .672 arasında yer aldığı, belirlenmiştir. Bu değerler, OFÖ'de yer alan maddelerin ayrırtediciliğinin iyi düzeyde olduğunu eklinde yorumlanmış, t.r.

Normal dağılım gösteren veri setinin güvenilirliğini tespit edilmesinde çoğunlukla Cronbach alfa değeri hesaplanmaktadır (Gravetter ve Walnau, 2000). Öte yandan, nicel verinin

güvenirli inin test edilmesinde yararlanılan katsayılardan biri olan Spearman-Brown katsayısı hesaplanmasında için verinin normallik varsayımına gerek yoktur. Spearman-Brown katsayısı, iki yarım test güvenilirlik derecesi olarak da bilinmektedir ve veri setinin iki yarım arasında ki ilişkiye ait bir derecesini üretmektedir. Guttman katsayısı ise ölçek maddelerinin iki yarım arasında ki kovaryans derecelerinin hesaplanmasında elde edilen bir derecedir, örneklem büyüklüğünden ve ölçekteki madde sayısından etkilenmektedir (Benton, 2013). Bu çalışmada, OFÖ'nün Cronbach alfa, Spearman-Brown ve Guttman katsayıları hesaplanmıştır ve Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2. Okul Farkları, Ölçeğe Ait Güvenirlik Katsayıları,

OFÖ	Cronbach	Spearman-Brown	Guttman
Okul farkları	.88	.87	.87
Öğretmen farkları	.83	.81	.79
Müdür farkları	.78	.79	.79

$n=215; p<.05$

Tablo 2'de izlenebileceği gibi OFÖ'nün tümüne ait Cronbach .88, Spearman-Brown iki yarım test güvenilirlik katsayısı .87 ve Guttman .87'dir. Bu dereceler OFÖ'nün iyi düzeyde güvenilir ve sahip bir veri toplama aracı olduğunu göstermektedir (George ve Mallery, 2010; Schmitt, 1996).

Cronbach alfa katsayısı formülü, ölçme aracıyla yer alan boyut ortalamaları, standart sapma ve faktör yük derecelerinin benzer düzeyde gerçekleştirmesi varsayımına dayanır ve e-biçimli ya da e-değer olmayan başka bir ifadeyle konjenerik özellik gösteren veride içtutarlılık kestirimini daha düşük hesaplamaktadır (Rae, 2007). Cronbach, Schönemann ve McKie (1965) birden çok boyutun yer aldığı ölçmelerde içtutarlılık daha güvenli kestirimi için alfa katsayısında düzenleme yapmış ve tabakal alfa derecesinin rapor edilmesini önermiştir. OFÖ'nün birden fazla boyuttan oluştuğu göz önünde bulundurularak tabakal alfa derecesi de incelenmiştir ($\alpha_s = .91$). Armor (1973) ise birden fazla boyutun bulunduğu ölçme aracıyla birlikte güvenilirliği için kendisinin formüle ettiği teta derecesinin rapor edilmesinin daha uygun olduğunu belirtmiştir. Bu kapsamda OFÖ'nün Armor teta derecesi hesaplanmıştır ($\alpha_t = .95$). Bununla birlikte, konjenerik ölçmelerde McDonald omega katsayısı rapor edilmesinin ölçme aracıyla içtutarlılık daha iyi şekilde yorumlanmasına katkı sağlayacağı belirtilmektedir (Zinbarg, Revelle, Yovel ve Li, 2005). Mevcut araştırmada OFÖ'ye ait $\alpha_t = .95$ 'dir. Sonuç olarak OFÖ'nün içtutarlılık dereceleri .87 ile .95 arasında değişmektedir.

Madde ayrıntılarına yönelik gerçekleştirilen bir dizi güvenilirlik analizi ise alt %27-üst %27 grup ortalamaları arasındaki t-testidir. Wiersma ve Jurs (1990) normal dağılım gösteren veride alt ve üst %27'lik grupların en üst düzeyde fark ortaya çıkardığını ve yeterli sayıda dene içerdiği belirtmiştir. Araştırma kapsamında yürütülen alt %27-üst %27 grup farkları arasındaki bağımsız gruplar t-test sonuçları Tablo 3'te sunulmaktadır.

Tablo 3'ten izlenebileceği gibi alt %27-üst %27'lik grupların madde ortalamaları arasında yürütülen bağımsız t-testinin sonuçları ölçekte bulunan her bir madde için .001 düzeyinde manidar bulunmuştur. Gruplar arasındaki farklara ilişkin derecelerin pozitif yönlü ve manidar olması veri toplama aracıyla yüksek içtutarlılık bir kanıt olarak değerlendirilmektedir (McCowan ve McCowan, 1999). Bu kapsamda t-testi sonuçları dayalı olarak OFÖ'de yer alan maddelerin ayrıntı düzeylerinin yüksek olduğu belirtilmektedir.

Tablo 3. OFÖ'ye ait Alt %27-Üst %27'dik Grup Farkları, Bağımsız t-test Sonuçları

Faktör	Madde no	Alt%27 Grup n=58		Üst%27 Grup n=58		t	p
		\bar{X}	Ss	\bar{X}	ss		
Ö retmen Farkındalığı	3	3.57	1.39	5.40	.76	8.07	.000
	4	2.93	1.51	5.32	.89	9.46	.000
	7	2.61	.97	5.48	.50	18.34	.000
	9	3.30	1.37	5.46	.54	10.25	.000
	11	3.02	1.26	5.42	.73	11.50	.000
	13	3.85	1.13	5.24	.52	7.76	.000
	14	2.61	.99	5.34	.69	15.76	.000
Müdür Farkındalığı	1	3.44	1.37	5.53	.61	9.70	.000
	2	3.91	1.35	5.65	.48	8.46	.000
	5	2.95	1.54	5.44	.84	9.92	.000
	6	3.65	1.54	5.79	.40	9.36	.000
	8	3.24	1.31	5.44	.61	10.62	.000
	10	3.16	1.28	5.36	.72	10.47	.000
	12	2.22	1.21	4.46	1.24	9.05	.000

$p < .001$

Gerçekleştirilen geçerlik ve güvenilirlik analizleri, OFÖ'nün okul farkındalığı yapısının Türk kültüründe ölçülmesi için yeterli psikometrik özelliklere sahip, geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğunu göstermiştir.

Tartışma ve Sonuç

Bu çalışmada, Hoy (2003) ve Hoy, Gage ve Tarter (2004, 2006) tarafından kavramsallaştırılan okul farkındalığı yapısının, okul farkındalığı beklentilerinden oluşan bütüncül bir yapıyı temsil etmektedir. Bu beklentiler hatalara ve başarısızlıklardan odaklanma, basite tirmeye isteksizlik, eğitim-ö retim uygulamalarına duyarlılık, zorluklar, amaçsızlık ve uzmanlık, dikkat almaktan olumsuz etkilenmektedir. Başka bir ifadeyle, okul farkındalığı, öğretmen ve yöneticilerin okuldaki sorunları dikkatlice ve düzenli bir şekilde gözetmesi, kriz haline gelmeden sorunları çözmesi, olayları basite indirgememesi, eğitim ve ö retime odaklanmaması, sorunları karşısında esnek olması ve uzmanlık gücüne saygı gösterilmesini kapsar (Hoy, Gage ve Tarter, 2004). Bu açıdan, yüksek farkındalığa sahip olan okulların etkili okul özelliklerini gösterdiği belirtilmektedir (Kearney, Kelsey ve Herrington, 2013). Benzer şekilde, uluslararası alanyazında okul farkındalığı yapısının okul etkililiği ile ilgili birçok deneyimle ilişkilendirilerek incelenmiştir. Bu kapsamda okul farkındalığı, kolaylaştırıcı okul yapısı ve öğretmenlerin psikolojik güçlendirme algıları (Gage, 2003; Watts, 2009), öğrencilerin akademik performansları (Kearney, Kelsey ve Herrington, 2013), örgütsel güven (Hoy, Gage ve Tarter, 2006), kolektif öğretmen yeterliliği (Gage, 2003), dönüşümcü liderlik (Pinck ve Sonnentag, 2017) ve öğretmenlerin öğrenci kontrol ideolojileriyle (Thomas, 2017) ilişkili olduğu ortaya konulmuştur.

Okul etkililiğini anlamaya ve açıklamaya yardımcı olan yapısal gereksinimleri okul farkındalığı yapısının Türkiye bağlamında da araştırılması önemli görülmektedir. Bu ihtiyaç doğrultusunda, bu çalışmada Hoy, Gage ve Tarter'ın (2004) geliştirdiği "Okul Farkındalığı Ölçeği-OFÖ'nün Türkçeye uyarlanması amaçlanmıştır. OFÖ, iki boyutlu ve 14 maddelik yapısal ölçme aracı olarak geliştirilmiştir.

OFÖ'nün Türk kültürüne uyarlama çalması, dilsel geçerlik çalmaları ile başlanılmıştır. Dil uzmanları, alan uzmanları, akademisyenler, öğretmen ve okul yöneticileri ile ölçeğin hak sahiplerinin çok sayıda tekrarı, dönütleri sonunda ölçeğin dilsel geçerli ve güvenilirliği sağlanmış ve Türkçe formu elde edilmiştir. Nihai formun elde edilmesinin ardından bu form Ankara ilinde görev yapmakta olan 215 öğretmene uygulanmış, t.r.

Ölçeğin faktör yapısının kaynak dilde DFA ile belirlenmesi, nedeniyle OFÖ'nün yapı geçerliliğinin hedef dilde DFA ile sağlanması karar verilmiştir. Bu doğrultuda DFA'nın varsayımları, açılarından veri seti incelenmiştir. Bu kapsamda, normal dağılım grafiği ve histogram grafiği incelenmiş, başlangıç ve çarpıklık değerleri hesaplanmış ve Kolmogorov-Smirnov normallik testi yürütülmüştür. Bununla birlikte, veri setinin ortanca, mod ve ortalama değerleri hesaplanmış ve kutu grafiği ve aşırı değerler açısından incelenmiştir.

OFÖ'ye ait veri setinin varsayımları, karlılığı, belirlenmesi ile ölçeğin yapı geçerliliği DFA ile test edilmiştir. DFA ile elde edilen yol grafiği ve uyum iyiliği değerleri OFÖ'nün kuramsal yapı ile iyi derecede uyuma sahip olduğunu ve model geçerliliğinin sağlandığını göstermiştir. OFÖ'nün güvenilirliği ise düzeltilmiş madde-toplam korelasyonları, iki yarım test güvenilirliği, Cronbach alfa, Guttman lambda, tabakalı alfa, Armor teta, McDonald omega ve alt %27 üst %27 grup ortalama farkları, başlangıç grupları t-testi ile incelenmiştir. Güvenirlilik analizleri, OFÖ'nün madde ayırtıcılığının ve iç tutarlılığını yüksek olduğunu göstermiştir.

Ægisdóttir, Gerstein ve Cinarbas (2008) tarafından önerilen ölçek uyarlama amaçları, izlenerek gerçekleştirilen geçerlik ve güvenilirlik analizleri, OFÖ'nün öğretmen görüşlerine dayalı olarak okul farkındalığı yapısının Türk kültüründe incelenmesini sağlayan, iyi düzeyde psikometrik özelliklere sahip, geçerli ve güvenilir bir veri toplama aracı olduğunu göstermiştir. Bu çalışmaları ile Türkçeye kazandırılan OFÖ aracılığıyla ilk ve orta dereceli okullarda görev yapmakta olan öğretmenlerin görüşleri doğrultusunda okul farkındalığı yapısının incelenebilecektir. Bununla birlikte, uyarlanan ölçek aracılığıyla okul farkındalığı ile ilişkili olan değişkenlerin etkileşim düzeyleri ve yönleri de saptanabilecektir. Ayrıca, OFÖ'de yer alan boyutlara ilişkin hem geçerlik hem de güvenilirlik değerlerinin ayrı ayrı raporlanarak sunulması, araştırmacıların ölçeğin ihtiyaç duydukları boyutunu kullanmalarına imkan tanımaktadır. OFÖ'nün yakında gelecekte okul etkililiğini ve gelişimini açıklamaya ve arttırmaya yönelik yürütülen araştırmalarda sıklıkla kullanılması öngörülmektedir. Farklı okul düzeylerinden ve/veya farklı illerden elde edilecek veri ile OFÖ'nün yapı geçerliliği ve güvenilirliğinin sağlanması önerilmektedir.

Teşekkür/ Acknowledgments

Ölçek uyarlama sürecindeki katkılarından dolayı, Doç. Dr. Sedat Gümmü (Necmettin Erbakan Üniversitesi) ve Doç. Dr. Nihan Demirkasımoğlu (Hacettepe Üniversitesi) teşekkür ederiz.

We gratefully thank Wayne K. Hoy, Fawcett Professor Emeritus in Educational Administration at the Ohio State University, for his support and feedback in scale adaptation process.

Kaynakça

- Armor, D. J. (1973). Theta reliability and factor scaling. *Sociological Methodology*, 5, 17-50.
- Baumgartner, H., & Homburg, C. (1996). Applications of structural equation in marketing and consumer research: A review. *International Journal of Research in Marketing*, 13(1), 139-161. doi: 10.1016/0167-8116(95)00038-0

- Bellibas, M. S., & Liu, Y. (2018). The effects of principals' perceived instructional and distributed leadership practices on their perceptions of school climate. *International Journal of Leadership in Education*, 21(2), 226-244. doi: 10.1080/13603124.2016.1147608
- Benton, T. (Temmuz, 2013). *An empirical assessment of Guttman's Lambda 4 reliability coefficient*. Paper presented at the International Meeting of the Psychometric Society, Arnhem.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equations models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: SAGE.
- Cronbach, L. J., Schönemann, P., & McKie, D. (1965). Alpha coefficients for stratified-parallel tests. *Educational and Psychological Measurement*, 25(2), 291-312. doi: 10.1177/001316446502500201
- Easton, G. S., & McCulloch, R. E. (1990). A multivariate generalization of quantile-quantile plots. *Journal of the American Statistical Association*, 85(410), 376-386.
- Fiol, C. M., & O'Connor, E. J. (2003). Waking up! Mindfulness in the face of bandwagons. *The Academy of Management Review*, 28(1), 54-70. doi: 10.2307/30040689
- Gage, C. Q. (2003). *The meaning and measure of school mindfulness: An exploratory analysis* (Unpublished doctoral dissertation). The Ohio State University, Ohio, USA.
- Gagné, P., & Hancock, G. R. (2006). Measurement model quality, sample size, and solution propriety in confirmatory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 41(1), 65-83. doi: 10.1207/s15327906mbr4101_5
- George, D., & Mallery, M. (2010). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference, 17.0 update* (10th ed.). Boston, MA: Pearson
- Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2000). *Statistics for the behavioral sciences* (5th ed.). Belmont, CA: Wadsworth/Thomson Learning.
- Hair, J. F., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2011). PLS-SEM: Indeed a silver bullet. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19(2), 139-152. doi: 10.2753/MTP1069-6679190202
- Hallinger, P., & Heck, R. H. (1996). Reassessing the principal's role in school effectiveness: A review of empirical research, 1980-1995. *Educational Administration Quarterly*, 32(1), 5-44. doi: 10.1177/0013161X96032001002
- Hallinger, P., & Heck, R. H. (2011). Exploring the journey of school improvement: Classifying and analyzing patterns of change in school improvement processes and learning outcomes. *School Effectiveness and School Improvement*, 22, 1-27. doi: 10.1080/09243453.2010.536322
- Hallinger, P., & Huber, S. (2012). School leadership that makes a difference: International perspectives. *School Effectiveness and School Improvement*, 23, 359-367. doi: 10.1080/09243453.2012.681508
- Hallinger, P., & Leithwood, K. (1996). Culture and educational administration: A case of finding out what you don't know you don't know. *Journal of Educational Administration*, 34(5), 98-116. doi: 10.1108/09578239610148296
- Ham, S., Duyar, I., & Gumus, S. (2015). Agreement of self-other perceptions matters: Analyzing the effectiveness of principal leadership through multi-source assessment. *Australian Journal of Education*, 59(3), 225-246. doi: 10.1177/0004944115603373
- Hanushek, E. A., Kain, J. F., O'Brien, D. M., & Rivkin, S. G. (2005). The market for teacher quality (Working Paper No. 11154). Retrieved from National Bureau of Economic Research website: <http://www.nber.org/papers/w11154>
- Heck, R. H. (2007). Examining the relationship between teacher quality as an organizational property of schools and students' achievement and growth rates. *Educational Administration Quarterly*, 43(4), 399-432. doi: 10.1177/0013161X07306452

- Hopkins, D., Stringfield, S., Harris, A., Stoll, L., & Mackay, T. (2014). School and system improvement: A narrative state-of-the-art review. *School Effectiveness and School Improvement, 25*(2), 257-281. doi: 10.1080/09243453.2014.885452
- Hoy, W. K. (2003). An analysis of enabling and mindful school structures: Some theoretical, research and practical considerations. *Journal of Educational Administration, 41*(1), 87-109. doi: 10.1108/09578230310457457
- Hoy, W. K. (2010). Organizational climate and culture: A conceptual analysis of the school workplace. *Journal of Educational and Psychological Consultation, 1*(2), 149-168. doi: 10.1207/s1532768xjepc0102_4
- Hoy, W. K., Gage, C. Q., & Tarter, C. J. (2004). Theoretical and empirical foundations of mindful schools. In W. K. Hoy and C. Miskel (Eds.), *Educational administration, policy, and reform: Research and measurement*. Greenwich, CN; Information Age.
- Hoy, W. K., Gage, C. Q., & Tarter, C. J. (2006). School mindfulness and faculty trust: Necessary conditions for each other? *Educational Administration Quarterly, 42*(2), 236-255. doi: 10.1177/0013161X04273844
- Hoy, W. K., & Hannum, J. W. (1997). Middle school climate: An empirical assessment of organizational health and student achievement. *Educational Administration Quarterly, 33*(3), 290-311.
- Hoy, W. K., Hannum, J., & Tschannen-Moran, M. (1998). Organizational climate and student achievement: A parsimonious and longitudinal view. *Journal of School Leadership, 8*(4), 336-359.
- Hoy, W. K., & Miskel, C. G. (2008). *Educational administration: Theory, research, and practice* (8th ed.). Boston, NY: McGraw Hill.
- Hoy, W. K., Tarter, C. J., & Bliss, J. R. (1990). Organizational climate, school health, and effectiveness: A comparative analysis. *Educational Administration Quarterly, 26*(3), 260-279. doi: 10.1177/0013161X90026003004
- Hoy, W. K., & Woolfolk, A. E. (1993). Teachers' sense of efficacy and the organizational health of schools. *The Elementary School Journal, 93*(4), 355-372.
- Hu, L., & Bentler, P. (1995). Evaluating model fit. In R. Hoyle (Ed.), *Structural equation modelling: Concepts, issues, and applications* (pp. 76-99). London, UK: SAGE.
- Kearney, W. S., Kelsey, C., & Herrington, D. (2013). Mindful leaders in highly effective schools: A mixed-method application of Hoy's M-scale. *Educational Management Administration and Leadership, 41*(3), 316-335. doi: 10.1177/1741143212474802
- Kline, R. B. (2013). Exploratory and confirmatory factor analysis. In Y. Petscher & C. Schatsschneider (Eds.), *Applied quantitative analysis in the social sciences* (pp. 171-207). NY: Routledge.
- Ko, J. Y. C., Hallinger, P., & Walker, A. D. (2012). Exploring school improvement in Hong Kong secondary schools. *Peabody Journal of Education, 87*(2), 216-234. doi: 10.1080/0161956X.2012.664474
- Langer, E. J. (1989). *Mindfulness*. Cambridge, MA: Perseus Books.
- MacCallum, R. C., Browne, M., & Sugawara, H. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods, 1*(2), 130-149. doi: 10.1037/1082-989X.1.2.130
- MacCallum, R. C., & Hong, S. (1997). Power analysis in covariance structure modeling using GFI and AGFI. *Multivariate Behavioral Research, 32*(2), 193-210. doi: 10.1207/s15327906mbr3202_5
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods, 4*(1), 84-99. doi: 10.1037/1082-989X.4.1.84
- Marsh, H. W., Hau, K., 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. doi: 10.1207/s15327574ijt0604_1

- Marsh, H. W., Hau, K., Balla, J. R., & Grayson, D. (1998). Is more ever too much? The number of indicators per factor in confirmatory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 33(2), 181-220. doi: 10.1207/s15327906mbr3302_1
- McCowan, R. J., & McCowan, S. C. (1999). *Item analysis for criterion-referenced tests*. Buffalo, NY: CDHS, SUNY.
- Myers, N. D., Ahn, S., & Jin, Y. (2011). Sample size and power estimates for a confirmatory factor analytic model in exercise and sport: A Monte Carlo approach. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 82(3), 412-423.
- Ægisdóttir, S., Gerstein, L. H., & Cinarbas, D. C. (2008). Methodological issues in cross-cultural counseling research: Equivalence, bias, and translations. *The Counseling Psychologist*, 36(2), 188-219. doi: 10.1177/0011000007305384
- Peurach, D. J., & Glazer, J. L. (2012). Reconsidering replication: New perspectives on large-scale school improvement. *Journal of Educational Change*, 13, 155-190. doi: 10.1007/s10833-011-9177-7
- Pinck, A. S., & Sonnentag, S. (2017). Leader mindfulness and employee well-being: The mediating role of transformational leadership. *Mindfulness*. doi: 10.1007/s12671-017-0828-5
- Pituch, K. A., & Stevens, J. P. (2016). *Applied multivariate statistics for the social sciences: Analyses with SAS and IBM® SPSS* (6th ed.). New York: Routledge.
- Quintana, S. M., & Maxwell, S. E. (1999). Implications of recent developments in structural equation modeling for counseling psychology. *The Counseling Psychologist*, 27(4), 485-527. doi: 10.1177/0011000099274002
- Rae, G. (2007). A note on using stratified alpha to estimate the composite reliability of a test composed of interrelated nonhomogeneous items. *Psychological Methods*, 12(2), 177-184. doi: 10.1037/1082-989X.12.2.177
- R Core Team (2018). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org>.
- Sapnas, K. G. (2004). Determining adequate sample size. *Journal of Nursing Scholarship*, 36(1), 3-5. doi: 10.1111/j.1547-5069.2004.t01-4-04003.x
- Scarborough, C. S. (2005). *Aspects of organizational mindfulness and dimensions of faculty trust: Social processes in elementary schools* (Unpublished doctoral dissertation). The University of Texas at San Antonio, San Antonio, Texas, USA.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74.
- Schmitt, N. (1996). Uses and abuses of coefficient alpha. *Psychological Assessment*, 8(4), 350-353. doi: 10.1037/1040-3590.8.4.350
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2012). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Boston: Allyn & Bacon.
- Teddlie, C., & Reynolds, D. (2000). *The international handbook of school effectiveness research*. NY: Falmer Press.
- Thomas, T. S. (2017). *Pupil control ideology and mindfulness: A high school study* (Unpublished doctoral dissertation). The University of Alabama, Tuscaloosa, Alabama, USA.
- Trochim, W. M., & Donnelly, J. P. (2006). *The research methods knowledge base* (3rd ed.). Cincinnati, OH: Atomic Dog.
- Uline, C. L., Miller, D. M., & Tschannen-Moran, M. (1998). School effectiveness: The underlying dimensions. *Educational Administration Quarterly*, 34(4), 462-483.
- Watts, D. M. (2009). *Enabling school structure, mindfulness, and teacher empowerment: Test of a theory* (Unpublished doctoral dissertation). The University of Alabama, Tuscaloosa, Alabama, USA.
- Weick, K. E., & Sutcliffe, K. M. (2001). *Managing the unexpected*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Weick, K. E., & Sutcliffe, K. M. (2006). Mindfulness and the quality of organizational attention. *Organizational Science*, 17(4), 514-525. doi: 10.1287/orsc.1060.0196

- Wiersma, W., & Jurs, S. G. (1990). *Educational measurement and testing* (2nd ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Zijlmans, E. A. O., Tijmstra, J., van der Ark, L. A., & Sijtsma, K. (2017). Item-score reliability in empirical-data sets and its relationship with other item indices. *Educational and Psychological Measurement*, 1-23. doi: 10.1177/0013164417728358
- Zinbarg, R., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α , Revelle's ω , and McDonald's H^2 : Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70(1), 123-133. doi: 10.1007/s11336-0974-7

Extended Abstract

Introduction

Mindful behavior is conceptualized as interrogating established beliefs and norms, and promoting the practices and values that bring learning and growth to organizations (Hoy, 2003). The concept of mindfulness was first established by Langer at individual level in 1989, then discussed and expanded by Weick and Sutcliffe (2001) at organizational level as collective mindfulness. Finally, Hoy (2003), and Hoy, Gage and Tarter (2006) adapted mindfulness into educational organizations. Hoy *et al.* studied mindfulness in school settings, and stated that mindful schools overcome the unexpected situations via preoccupation with small mistakes, continuous scrutiny, persistence, resilience and expertise. Accordingly, Hoy and his colleagues developed an instrument to enable researchers to reflect on and engage in mindfulness in educational settings. Similarly, in this study we aimed to adapt the School Mindfulness Scale (M-Scale), developed by Hoy, Gage and Tarter (2004), into Turkish culture, remaining loyal to the guiding principles for scale adaptation.

Method

A total of 215 teachers from 17 primary and middle schools located in Ankara participated in the study. Participants were noticeably female ($n = 134$, 62.3%). Teachers' age ranged from 22 to 59 years, with an average age of 36.92. The highest level of educational attainment of the participants was shared with 2.8% having associate degrees, 82.3% bachelor's degrees, and 14.9% graduate degrees. The average years of experience was 12.9 years ($SD = 7.98$) among the participants. Teachers' years of experience in their current school ranged from 2 to 18 years, with an average of 4.13 years ($SD = 3.52$).

A confirmatory factor analysis (CFA) is conducted to test how well the theoretical construct fits the measured variables (Tabachnick & Fidell, 2012). In other words, the researcher establishes a theoretical measurement model before running a CFA (Pituch & Stevens, 2016). Keeping this in mind, a CFA was conducted to confirm or reject the model obtained via exploratory factor analysis in the source language. As the CFA method differs based on the psychometric properties of the data, some statistical assumptions were checked over the M-Scale data set, then validity and reliability studies were conducted.

First, the normality assumption was checked by descriptive graphics, and tests of normality. Normal Q-Q probability plot and histogram graphic were used as descriptive tools to assess the normality. Both were interpreted to match a standard distribution of normality. The skewness and kurtosis values were also calculated for the M-Scale data. Skewness value was found to be -.301, and the kurtosis was -.443 ($SD = .835$). Values between ± 2 are considered acceptable for a distribution to be normal or nearly normal (George & Mallery, 2010). The value Kolmogorov-Smirnov normality test yielded ($p > .05$) confirmed the normality of the M-Scale data distribution, as well.

In a normal distribution, the mean, median and mode are all expected to be the same or nearly the same because the curve is symmetric (Gravetter & Walnau, 2000). Within this study, the mean was calculated to be 4.34, with a median value of 4.28, and 4.29 for the mode, all

indicating normality. Last, the box plot of the data set was checked for outliers and extreme values, and no such case was present in the data.

As the M-Scale data set met a set of statistical assumptions including minimum sample size and normality of data, a covariance-based SEM model was preferred to confirm the model validity (Hair, Ringle, & Sarstedt, 2011). Further, within the reliability and item-analysis studies, corrected item-total correlations, split-half test reliability, Cronbach's alpha and Guttman coefficients were calculated, and upper 27% - lower 27% group mean differences were examined by independent groups *t* test.

Results

To confirm the construct validity, we ran a CFA using LISREL software, and obtained several fit indices to evaluate the model fit [$\chi^2= 150.2$; $sd= 74$; $\chi^2/sd = 150.2/74= 2.02$; sRMR= .059; CFI= .96; IFI= .96; GFI= .89; AGFI= .85; RFI= .92; NFI= .93; NNFI= .95]. The ratio of chi-square and degree of freedom was calculated to be 2.02, indicating a good fit (Schermelleh-Engel, Moosbrugger, & Müller, 2003). For almost all goodness of fit indices, values $\times .90$ are considered as a cutoff criterion except NNFI, AGFI, and GFI values. The NNFI values greater than .95 are interpreted as an acceptable fit, whereas AGFI and GFI values greater than .85 are interpreted acceptable. Overall, the CFA model validated the two-factor construct of the M-Scale.

Corrected item-total correlations appeared to exceed the accepted cutoff value of .30 (ranging between .496 and .672) indicating that each item was related to the overall M-Scale (Zijlmans, Tijmstra, van der Ark, & Sijtsma, 2017). Results of the independent groups *t*-test to examine upper 27% - lower 27% group mean differences statistically significantly supported the item discrimination of the M-Scale. To evaluate the internal validity of the scale, Cronbach's alpha, split-half test reliability, Guttman lambda, stratified alpha, Armor's theta, McDonald's omega coefficients were calculated. The Cronbach's alpha value was .88 for the overall M-Scale, .83 for *teacher mindfulness factor*, and .78 for *principal mindfulness factor*.

Discussion

Within the present study, the M-Scale was adapted into Turkish by following Ægisdóttir, Gerstein and Cinarbasø (2008) scale adaptation framework. The construct validation and reliability analyses indicated that the M-Scale appears to have adequate psychometric properties, and a valid and reliable data collection tool to measure school mindfulness construct within Turkish culture. Turkish version of the M-Scale now may well enable Turkish researchers to examine school mindfulness in primary and/ or secondary education levels. Similarly, it may also provide material for further investigations into the potential relationships of school mindfulness with related school effectiveness and improvement constructs within the Turkish education context.