


İŞTE KENDİNİ YETİŞTİRME ÖLÇEĞİNİN MESLEK GRUPLARI ARASINDA ÖLÇÜM DEĞİŞMEZLİĞİNİN TEST EDİLMESİ¹

Ömer Erdem Koçak* 

Gönderim Tarihi: 19.04.2021

Kabul Tarihi: 30.04.2021

Araştırma Makalesi/ Research Article

Doi: <https://doi.org/10.38009/ekimad.920473>

Öz

İşte Kendini yetiştirme ölçeği Porath ve arkadaşları (2011) tarafından geliştirilmiş, Koçak (2016) tarafından Türkçe'ye uyarlanmıştır. Orijinal ölçek beşer sorudan oluşan iki boyutuyla toplam 10 madde iken Türkçe uyarlamasında dörder sorudan oluşan iki boyut bulunmaktadır. Ölçek, gerek orijinali gerekse de Türkçe uyarlaması üzerinden daha önce ölçüm değişmezliği incelemesine tabi tutulmamıştır. Bu çalışmada da Türkiye'den akademisyenler, beyaz yakalı çalışanlar ve mavi yakalı çalışanların katıldığı araştırmalardan elde edilen veri ile bu üç meslek grubu üzerinden ölçeğin ölçüm değişmezliği test edilmiştir. Yapısal ve metrik değişmezlik bulunmuş, skalar ve kısmi skalar değişmezlikler bulunamamıştır. Sonuçlar, çalışanların kendini yetiştirme seviyelerinin incelendiği araştırmalarda meslek grubu farklılıklarının göz önünde bulundurulması gerektiğini ve olası etkilerinin kontrol edilerek analiz yapılması gerekliliğini göstermiştir.

Anahtar Kelimeler: *İşte Kendini Yetiştirme, Ölçüm Değişmezliği, Çok Gruplu Doğrulayıcı Faktör Analizi*

Jel Sınıflandırması: M10, M12

TESTING THE MEASUREMENT INVARIANCE OF THRIVING AT WORK SCALE ACROSS OCCUPATIONAL GROUPS

Abstract

Thriving at work scale was developed by Porath et al (2011), and adapted to Turkish by Koçak (2016). The original scale has two dimensions, each of which has five items; however, the Turkish version has four items for each dimension. The Thriving at Work Scale has never been tested for measurement invariance, neither in its English or Turkish versions. The scale was tested for measurement invariance across academicians, highly educated white-collar employees, and low-educated blue-collar workers in this study. The results of the multigroup confirmatory factor analysis supported both configural and metric invariance. However, scalar and partial scalar invariance were not supported. The findings highlighted the importance of taking occupational group differences into account when examining employees' levels of thriving at work, and that analysis should include controlling for potential effects of occupations.

Keywords: *Thriving at work, Measurement Invariance, Multigroup Confirmatory Factor Analysis*

Jel Classification: M10, M12

¹ Bu makale, Marmara Üniversitesi tarafından 3-4 Kasım 2017 tarihlerinde Antalya'da düzenlenen 5. Örgütsel Davranış kongresinde sunulan tebliğ metninin, tebliğ üzerindeki tartışmalar da dikkate alınarak genişletilmiş şeklidir.

* Öğretim Üyesi, İstanbul Medipol Üniversitesi, İşletme ve Yönetim Bilimleri Fakültesi, oe kocak@medipol.edu.tr

1. Giriş

İşte kendini yetiştirme, çalışanın her geçen gün daha yetkin ve daha kapsamlı düşünebilen biri haline gelmesi anlamına gelmektedir (Spreitzer, vd. 2005; Koçak, 2016). Bu deneyim kişinin kendini geliştirdiği, “Nasıl gidiyor?” diye sorulduğunda sadece “idare eder, iyiyim-yeterliyim” demediği, herhangi bir eksiklik hissi yaşamadan çalıştığı, gelişim ve esenliği temsil etmektedir. Kavram aynı zamanda kişisel gelişim, iyi oluş ve performansın önemli bir göstergesi olarak görülmektedir (Spreitzer, vd. 2005).

İş’te kendini yetiştirmek, kişinin çalışma hayatında eş zamanlı olarak hem öğrendiği hem de canlı ve enerji dolu olduğu ruh haline denmektedir (Spreitzer, Sutcliffe, Dutton, Sonenshein ve Grant, 2005). Özellikle sosyal bilişsel teori (Bandura, 1997) ve öz-belirleme teorisi (Deci & Ryan, 2000) temelinde bireyin davranışlarını kendi iradesiyle yönlendirdiği, çevresiyle etkileşimini yine iradesiyle kişisel hedeflerine ve amaçlarına uygun bir şekilde oluşturduğu ve psiko-sosyal deneyimlerinin inşasından bireyin kendisinin sorumlu olduğunu belirtilmiştir (Spreitzer & Porath, 2014). Daha basit bir ifade ile bireylerin enerji dolu, heyecanlı ve coşkulu bir şekilde çalışırken aynı zamanda yeni şeyler öğrenerek olumlu yönde gelişmeleri ve ilerlemeleridir. Bu anlamda Spreitzer vd. (2005) tarafından işte kendini yetiştirme iki boyut ile kavramsallaştırılmıştır: Canlılık ve öğrenme. Canlılık boyutu kişinin hayatında yapacağı herhangi bir şey için kullanmaya hazır önemli bir miktar enerjiye sahip olduğunu hissetmesidir (Nix, Ryan, Manly ve Deci, 1999). Bu enerji özellikle duygu düzenleme süreçleri (emotion regulation) için bir kaynak olarak görülebilir. Öğrenme boyutu ise kişinin işiyle ilgili yeni bilgi, beceri ve yetenekler edinmesi ve bunları hayata geçirmesine denmektedir (Dweck, 1986). İşle ilgili yeteneklerin farkına varmak, yeni bilgi ve beceriler edinmek, tutumlarını değiştirmek, kısacası işiyle ilgili dolaylı veya direkt olarak birikim sağlamak anlamına gelmektedir. Bu iki kavram (canlılık ve öğrenme) birbirinin tetikleyicisi olabileceği gibi birbirinden bağımsız bir şekilde de aynı anda yaşanabilir. Ancak aynı an içerisinde kişinin bunlardan herhangi bir tanesini hissetmemesi kişinin kendini yetiştiremediğini göstermektedir. Bireyler böyle bir durumda anlık bir gelişim hissetse de sürdürülebilir bir durum olmayacağı düşünülmektedir. İş’te kendini yetiştirme, çalışanın gelişiminde önemli iki unsur olan duygularına ve mantığına hitap eder. Kişi kendisini enerjik ve zinde hissederken bir yandan şevk duyma, hevesli olma, neşeli olma gibi olumlu duygularla bezenir, bir yandan da öğrenmenin gerçekleşmesiyle kişi zihinsel açıdan gelişir. Bu sayede kişisel gelişimin iki boyutu olan bilişsel ve duygusal boyutların her ikisini de içermektedir. Canlılık boyutu ile kişinin haz açısından mutluluğu sağlanarak (hedonic) duygularının düzenlenmesi sağlanırken, öğrenme boyutu ile mutçu (eudemonic) açıdan esenliği sağlanarak kişinin geliştiği ve güçlendiği söylenebilir (Koçak, 2017).

Ancak, işte kendini yetiştirmenin sürekli olmayabileceğini, başka bir deyişle kavramın kişide değişmeyen bir özellik (trait) olmadığı, zamanla değişebilen ve çevreden de etkilenebilen bir psikolojik durum olduğu belirtilmiştir (Spreitzer ve Sutcliffe, 2007). Kişiler her zaman enerjik olamayabileceği veya her zaman öğreniyor olmayabileceği için bu zamana bağlı dalgalanmaların normal olduğu düşünülebilir. Bunun yanında işte kendini yetiştirme deneyimlerinin bireyler arasında da farklı gerçekleşeceği aşıkardır. Bu, her bireyin kendisini ne kadar canlı ve öğreniyor hissettiğine bağlıdır.

İşte kendini yetiştirme seviyesini ölçmek amacıyla Spreitzer vd. (2011) tarafından canlılık ve öğrenme boyutlarından oluşan 10 soruluk bir ölçek geliştirilmiştir. Daha sonra da farklı meslek grubu üyelerinin işte kendini yetiştirme durumlarının bu ölçek kullanılarak ölçüldüğü çalışmalar yapılmıştır. Bu çalışmalarda hem beyaz yakalı hem de mavi yakalı çalışanların işte kendini yetiştirmelerinin, yenilikçi iş davranışı, örgütsel vatandaşlık davranışı, örgütsel bağlılık, iş tatmini gibi olumlu sonuçlarının olduğu, ve ayrıca tükenmişlikten koruduğu, işte devamsızlık, işten ayrılma gibi olumsuz davranışları azalttığı azalttığı görülmüştür (Carmeli ve Spreitzer, 2009). Ek olarak, başka çalışmalarda ise iş performansı (Porath vd. 2012), proaktif davranış (Spreitzer ve Porath, 2013),

yaşam doyumu (Koçak, Çırpan ve Vardarlier, 2017) üzerinde etkili olduğu görülmüştür. Yapılan tüm çalışmalarda mevcut işte kendini yetiştirme ölçeğinin psikometrikleri raporlanmış, hem faktör yapısı, yapı geçerliliği ve güvenilir olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Örneğin, Batı kültüründe yapılan çalışmalarda elde edilen en düşük güvenilirlik katsayısı .91 olarak bulunmuşken (Wallace, Butts, Johnson, Stevens, ve Smith, 2013), Türkiye’de heterojen bir örneklem grubu ile yapılan çalışmada ise $\alpha=.83$ olarak bulunmuştur (Koçak, 2017). Bunun yanı sıra Türkiye’de yapılan çalışmalar ölçeğin yapı geçerliliği ve yaşam doyumu ve olumlu iş yeri davranışlarını yordayıcı geçerliliğinin de sağlandığını göstermiştir (Koçak, 2016; Koçak, 2017; Çırpan vd., 2017; Koçak vd., 2017).

Literatürde bulunan çalışmalara bakıldığında işte kendini yetiştirme ölçeğinin sosyal hizmet uzmanları (Niessen vd., 2012), yönetim danışmanı (Gerbası vd., 2015; bilgi işçisi (doktor, akademisten, mühendis , hakim, vb.) (Prem vd., 2016; Koçak, 2016), fabrika çalışanları (Porath vd, 2012) gibi homojen örneklem gruplarıyla yapıldığı görüldüğü gibi farklı meslek grupları ile yapılan çalışmalarda heterojen bir örneklem grubu üzerinde uygulandığı da görülmüştür (Carmeli ve Spreitzer, 2009; Abid vd., 2015; Levy, 2016; Koçak, 2017). Ancak farklı meslek gruplarında işte kendini yetiştirmenin farklı değerlendirilebileceği ve farklı şekillerde ortaya çıkabileceği düşünüldüğünde, öznel (subjective) ve genel ifadeli bu ölçeğin farklı anlaşılıp anlaşılmadığını test etmenin gerekli olduğu düşünülmüştür. Zira, benzeri kavramlarda da mavi yaka ve beyaz yaka çalışanlar arasında farklar olduğu gözlenmiştir (Ör. Schaufeli, Bakker ve Salanova, 2006; Hu vd. 2010). Sonuç olarak, farklı meslek grubu ve sınıflarının işte kendini yetiştirme ölçek maddelerini farklı algılayabileceği, dolayısıyla farklı gruplarda farklı yorumlanabileceği ve bu durumun kavramın ölçülmesi ve grup/sınıflar arası karşılaştırmalarda kullanılmasında yanlılık oluşturabileceği düşünülmüştür. Böyle olduğunda, işte kendini yetiştirme ölçeğinin kullanılsa bile farklı meslek sınıflarından elde edilen skorların aynı kendini yetiştirme seviyesini ifade ettiği söylenemez. Korelasyon ve regresyon katsayılarının dahi yanlı/hatalı sonuç verebileceği bilinmektedir (Reise, Widaman ve Pugh, 1993). Dolayısıyla gruplar arası karşılaştırma yapmadan veya ilişkileri test etmeden önce kullanılan ölçeğin farklı gruplar için hiçbir yanlılığı barındırmadan eşit ölçüm yapabildiğinin incelenmesi gerekliliği ortaya çıkmaktadır.

Bu gerekliliğe rağmen daha önceki çalışmalarda gruplar arası karşılaştırma yapılmadan önce maddelerin ölçme değişmezliği test edilmemiştir (Ör. Porath vd. 2012). Kavramın göreceli olarak yeni olduğu ve henüz çok sayıda çalışma yapılmadığı göz önünde bulundurulduğunda ölçme değişmezliğinin daha önce hiç test edilmemiş olması normal kabul edilse de kavram her meslek sınıfı üyesi için geçerli olduğundan ve çalışanın kendisini ayarlayabilmesi açısından önemli olduğundan ölçüm değişmezliği testinin Türkçe olarak yapılması hem uluslararası literatüre hem de Türkçe literatüre katkı yapacaktır. Buna göre, bu çalışmada da akademisyenler, mavi-yakalı çalışanlar ve beyaz yakalı çalışanlar olmak üzere özel sektör meslek grupları arasında işte kendini yetiştirme ölçeğinin ölçüm değişmezliği çok gruplu doğrulayıcı faktör analizi (ÇGDFA) kullanılarak incelenmiştir (Ör. Millsap, 2011). ÇGDFA ölçme değişmezliği testi için en çok kullanılan yöntemdir. Farklı yöntemlerin de uygulandığı çalışmalar olmuştur ancak grup sayısının azlığı nedeniyle tek yöntemin kullanılmasının yeterli olduğu düşünülmüştür (Asparouhov ve Muthen, 2014).

2. Ölçüm Değişmezliği

Ölçüm değişmezliği kavramı “yanlılığın olmaması” anlamına gelmektedir (Meredith ve Millsap, 1992). Aslında ölçüm araçlarının aynı yorum, düşünce ve özellikleri sonuç verip vermediklerini test etmektir. Bir başka deyişle, bireyin ölçek üzerinden aldığı gerçek puana sahip olma olasılığının üyesi olduğu herhangi bir gruptaki üyeliğinden bağımsız olma durumu anlamına gelmektedir (Mellenbergh, 1989; Horn ve McArdle, 1992). Özellikle grupların karşılaştırıldığı çalışmalar için çok önemli bir adım olmaktadır. Çünkü grup üyelerinin anketteki soruları aynı şekilde yorumlayıp yorumlamadığını ölçüm değişmezliği testi yaparak anlamak mümkündür (Vandenberg ve Lance,

2000; Somer, 2004). Farklı gruplara ait ortalamalar ve ilişkiler arasında yapılacak olan karşılaştırmanın anlamlı olmasını sağlamaktadır (Cheung ve Rensvold, 2002).

Ölçüm değişmezliği temel olarak dört seviyede test edilmektedir (Byrne vd., 1989; Horn ve McArdle, 1992; Van de Schoot vd. 2012). İlk seviyede *yapısal değişmezlik (configural invariance)* test edilir. Bu testte farklı grupların aynı kavram için aynı faktör yapısına sahip olup olmadıkları, ölçek maddelerinin farklı gruplarda da aynı gizil değişkene yüklenip yüklenmedikleri test edilmektedir. Bu aşamada faktör yükleri, değişkenlerin ortalamaları ve hata terimleri serbest olarak hesaplanmaktadır (Horn, McArdle ve Mason, 1983). Yapısal değişmezliğin sağlanması halinde *metrik değişmezlik (metric invariance)* test edilmektedir. Metrik değişmezlik ise her maddenin yüklendiği gizil değişken üzerindeki faktör yükünün gruplar arasında değişmemesi anlamına gelmektedir. Bu değişmezliğin sağlanması gizil değişkenlere ilişkin ölçme biriminin ve aralığının gruplar arasında değişmediğini gösterir. Ayrıca metrik değişmezlik anketi cevaplayan farklı grupların soruları aynı şekilde yorumladığını da göstermektedir (Chen, 2007). Metrik değişmezlik, faktör varyanslarının ve yapısal ilişkilerin (değişkenler arasındaki korelasyon vb.) karşılaştırılmasına olanak sağlamaktadır (Asparouhov ve Muthen, 2014). Metrik değişmezlik sağlandığında ise ölçülen her bir gözlenen değişken, yani ölçek maddelerinin, regresyon sabitlerinin eşit olup olmadığına bakılan *skalar değişmezlik (scalar invariance)* test edilmektedir. Regresyon sabiti (intercept) ise ilgili soru ile her grubun sahip olduğu başlangıç puanını temsil etmektedir (Hayes, 2013). Dolayısıyla skalar değişmezliğin sağlanması sayesinde gizil değişkenlerin ortalamalarının karşılaştırılması anlamlı olacaktır (Meredith, 1993). Son aşama ise maddelere ilişkin faktör yükleri ve regresyon sabitlerinin yanında hataların da gruplar arasında farklılaşıp farklılaşmadığının incelendiği *katı değişmezlik (strict invariance)* test edilmektedir. *Katı değişmezliğin* sağlanması her ne kadar çok zor olsa da grupların gizil değişkene dair ortalamalarının gerçekten grupların farklı olmasından kaynaklandığını göstermekte ve anket maddeleri üzerindeki şüpheyi ortadan kaldırmaktadır. Ancak, çoğu zaman skalar değişmezliğin sağlanmasının faktör veya gözlenen ortalamaları anlamlı bir şekilde karşılaştırmak için yeterli olduğu söylenmektedir (Meredith, 1993).

3. Çok Gruplu Doğrulayıcı Faktör Analizi (ÇGDFA)

Ölçüm değişmezliğinin incelenmesinde en çok kullanılan yöntem kovaryans temelli olan çok gruplu doğrulayıcı faktör analizi yönteminin olduğu görülmektedir (Millsap, 2011). Bu yöntemin nihai amacı gizil değişkenlerin faktör ortalamalarını, varyanslarını ve model içerisindeki ilişkilerini ölçüm hatalarını da dikkate alarak hesaplayıp, farklı gruplar arasında test etmektir. Yöntem, tanımlanan grupları popülasyonun sahip olduğu mümkün olan tüm gruplar olarak algılar. Örneğin, erkek ve kadın grubunun karşılaştırılması söz konusu olduğunda bu iki grubun evrendeki tüm mümkün gruplar olduğunu ve insanların başka gruplara ayrılamayacağını varsayar, memleket, yaş vb. grupları göz ardı ederek hesaplamaları gerçekleştirir.

4. Yöntem

4.1. Katılımcılar ve Örneklem

Bu çalışmada kullanılan veriler yazarın daha önce yaptığı çalışmalarda işte kendini yetiştirme kavramını ölçmek için kullandığı verilerden elde edilmiştir (Koçak, 2016; Koçak, Çırpan ve Vardarlier, 2017; Koçak, Demir, Gülcü ve Kahraman, 2017). Akademisyen (422), Beyaz yaka (284) ve Mavi yaka (189) olmak üzere 895 kişiden oluşan bir örneklem ile yapılmıştır. Örneklem %48,5'ini erkekler, %51,5'ini ise kadınlar oluşturmaktadır. Katılımcıların yaş ortalaması 35,19 (S.S=9,86) iken, ortalama 9,43 (S.S=9,76) yıllık iş deneyimleri bulunmaktadır. Akademisyen örneklem grubunun %41,2'sinin araştırma görevlisi, %25,6'sının doktor öğretim üyesi, %16,8'inin doçent ve %16,4'ünün profesör olduğu tespit edilmiştir. Beyaz yakalı örneklem grubunun ise her biri çeşitli sektörlerden olmak üzere %24'ünün pazarlama; %13'ünün muhasebe, mali müşavirlik ve finans; %12'sinin insan kaynakları ve idari işler birimlerinden ve %9'unun hemşire-avukat vb profesyonellerden oluştuğu görülmüştür. Bu grubun tamamı lisans seviyesi veya üzeri eğitim

seviyesine sahiptir. Mavi yakalı örneklem grubunda ise sektör verileri bulunmamakla birlikte %45'inin fabrika, %34'ünün üretim atölyeleri, %21'inin ise diğer birimlerde çalıştığı, bununla birlikte %17'sinin ilk seviye yönetici (şef, takım lideri vb.) pozisyonlarında çalıştığı bilinmektedir. Mavi yakalı katılımcıların %22'si ilkokul ve ortaokul, %45,6'sı lise, %33'ü ise ön lisans mezunudur.

4.2. Ölçek

İşte kendini yetiştirme ölçeği Porath vd. (2011) tarafından canlılık ve öğrenme boyutlarının her biri 5'er soru olmak üzere iki boyutlu olarak geliştirilmiş, Koçak (2016, 2017) tarafından Türkçe'ye her boyut için 4'er soru olacak şekilde uyarlanmıştır. Ölçeğin yapı geçerliliği, yordayıcı geçerliliği ve güvenilirlikleri test edilmiş olup en düşük bileşik güvenilirlik katsayısı .83 olarak bulunmuştur (Koçak, 2017). Ölçeğin bir soru eksik olmasına rağmen açıklanan varyans oranında ve güvenilirlik katsayılarında anlamlı bir düşüşün olmadığı görülmüştür. Çıkarılan maddenin ise ters kodlanan soru olduğu için uyarlama çalışmaları esnasında kasten Türkçe ölçeğe eklenmemiştir, zira ters kodlanan soruların ayrı bir faktör oluşturma riskinin yüksek olduğu belirtilmektedir (Magazine, Williams ve Williams, 1996). Ölçek 1'den (Hiçbir Zaman) 6'ya (Her zaman) kadar uzanan cevap skalasıyla hazırlanmıştır. Her grup için de ölçekteki canlılık, öğrenme boyutlarına ve ölçeğin toplamına ait Cronbach Alpha güvenilirlik katsayılarının .91 ile .96 arasında değiştiği görülmüştür.

4.3. Analizler

Ölçüm değişmezliğinin test edilmesinden önce her bir maddenin ortalama, standart sapma, basıklık ve çarpıklık değerleri verilmiştir (Tablo 1). Ardından tüm örneklemi kapsayacak şekilde bir doğrulayıcı faktör analizi yapılarak, daha önceki çalışmalarda elde edilen faktör yapısı tekrar sınanmıştır. Ardından, işte kendini yetiştirmenin iki alt boyutuna ait faktör skorları hesaplanmış, gruplararası farklar bu şekilde incelenmiştir.

5. Bulgular

Yaş, cinsiyet, çalışma süresi gibi demografik değişkenler üzerinden gruplar arasındaki işte kendini yetiştirme farkları tek yönlü ANOVA testi ile incelenmiştir. Bu testte gruplar arası farklılıkların demografik farklılıklara dayanıp dayanmadığı test edilmiştir. Ancak herhangi bir değişken açısından anlamlı bir farkın oluşmadığı görülmüştür. Bunun üzerine çok gruplu doğrulayıcı faktör analizi yöntemi ile ölçüm değişmezliğinin testine geçilmiştir.

5.1. Tanımlayıcı İstatistikler

Ölçek maddelerinin ortalamalarını, standart sapma, basıklık ve çarpıklık değerlerini gösteren Tablo 1 incelendiğinde tüm maddelerin normale yakın dağılıma sahip olduğu görülmüştür.

Tablo 1: Ölçek maddelerine ait Tanımlayıcı İstatistikler

Maddeler	Ortalama	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık
Canlılık 1	3.956425	1.357431	-0.26784	-0.74874
Canlılık 2	3.901676	1.362385	-0.26852	-0.76205
Canlılık 3	3.637989	1.41923	-0.06114	-0.90922
Canlılık 4	3.90838	1.420719	-0.19443	-0.89317
Öğrenme 1	4.268156	1.317429	-0.41454	-0.66814
Öğrenme 2	4.175419	1.31395	-0.34697	-0.61113
Öğrenme 3	4.122905	1.356268	-0.34511	-0.677
Öğrenme 4	4.255866	1.332945	-0.42189	-0.56178

N= 895.

5.2. Doğrulayıcı Faktör Analizi

İki birincil düzey faktörden oluşan yapının doğrulayıcı faktör analiziyle test edilmesi sonucunda modelin verilerle çok iyi uyum gösterdiği görülmüştür. Hu ve Bentler (1999) tarafından önerilen indeks ve eşik değerleri baz alınarak incelendiğinde uyum değerlerinin $\chi^2(19)=118,657$; $CFI=0,99$; $TLI=0,98$; $GFI=0,97$; $RMSEA=0,077$; $SRMR=0,019$ şeklinde olduğu bulunmuştur. Ayrıca, her maddelerin faktör yükleri ,85 ile ,94 arasında değişmektedir. Maddeler ve faktör yükleri Tablo 2’de verilmiştir. Canlılık ve öğrenme faktörleri arasında ise pozitif ve anlamlı bir korelasyon bulunmuştur ($r= ,69$; $p<0,001$). Canlılık faktörünün bileşik güvenirliği 0,94 iken, öğrenme faktörünün bileşik güvenirliği 0,95 olarak bulunmuştur. Ayrıca ortalama çıkarılan varyans (OÇV) değerleri de canlılık faktörü için 0,82; öğrenme faktörü için 0,81’dir. OÇV değerlerinin karekökünün (0,90) iki faktör arasındaki korelasyondan büyük olması da her iki alt boyutun birbirlerinden ayırt edilebilir iki kavram olduklarını göstermektedir.

Tablo 2: İşte Kendini Yetiştirme Ölçeği Faktör Yükleri

Maddeler	Faktör yükü	Bileşik Güvenirlik	Ortalama Çıkarılan Varyans
Kendimi enerjik hissedirim.	0.938		
Kendimi pozitif enerji dolu hissedirim.	0.909	0,94	0,82
Kendimi zinde ve uyanık hissedirim.	0.882		
Kendimi hayat dolu ve canlı hissedirim.	0.887		
İşime yarayacak yeni bilgiler ediniyorum.	0.930		
İşime yarayacak yeni beceriler ediniyorum.	0.891	0,95	0,81
İşlere bakış açımı değiştiren yeni şeyler öğreniyorum.	0.928		
Kendimi sık sık bir şey öğrenirken buluyorum.	0.853		

Not. Ankette soruların en üstüne “iş yerindeyken...” şeklinde bir ifade yazılarak tüm maddelerin bunun devamı niteliğinde olduğu belirtilmiştir.

Canlılık 2 ve Öğrenme 4 maddeleri çapa madde olarak değerlendirildiği için standart hata ve t değerleri oluşmamaktadır.

N=895.

5.3. Ölçüm Değişmezliğinin Test Edilmesi

Ölçüm değişmezliğini test etmek amacıyla sırasıyla yapısal, metrik, skalar değişmezlikler incelenmiştir. Katı değişmezlik ise daha önceki çalışmalarda da çok fazla uygulanabilir olmadığı ve bulunamadığı için test edilmemiştir (Bryne, 1994). ÇGDFA için AMOS 21 yazılımı kullanılmış olup akademisyenlik, yüksek eğitimli beyaz yaka ve düşük eğitimli mavi yaka olmak üzere üç gruptan oluşan mesleki sınıf grup değişkeni olarak belirlenmiştir.

Sonuçlar üç farklı uyum indeksine göre değerlendirilmiştir: Ki-Kare (χ^2), CFI ve RMSEA. Ki-Kare değerinin örneklem veya grup sayısına duyarlı olarak değiştiği için CFI ve RMSEA indekslerinin daha güçlü göstergeler olduğu belirtilmiştir. Ayrıca CFI için 0,90, RMSEA için ise 0,080 eşik değerleri baz alınmıştır (Hu ve Bentler, 1999). Rutkowski ve Svetina (2014) tarafından önerildiği gibi model uyum indekslerinin karşılaştırılmasında yapısal değişmezlik modeli ile metrik değişmezlik modeli karşılaştırılmasında $\Delta CFI \leq 0,020$ ve $\Delta RMSEA \leq 0,030$ eşiği kullanılmış; metrik değişmezlik modeli ile skalar değişmezlik modelini karşılaştırmak için ise $\Delta CFI \leq 0,010$ ve $\Delta RMSEA \leq 0,015$ eşik değerleri kullanılmıştır.

Öncelikle, çok gruplu doğrulayıcı faktör analiziyle üç grup ve iki faktörlü yapısal değişmezlik modeli değerlendirilmiştir. Sonuçlara göre veri ile model arasında iyi bir uyum olduğu görülmüştür ($\chi^2(57)=186,630$, $p<0,001$, $CFI = 0,982$, $RMSEA = 0,050$). Ki-kare testi istatistiksel olarak anlamlı

olduğu bulunmuştur, ancak çalışmadaki örneklemin büyük olması da göz önüne alınarak null hipotezin hatalı olarak reddedilebilme ihtimali göz önünde bulundurulmalıdır. CFI ve RMSEA değerlerinin oldukça iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. Böylece yapısal değişmezlik modelinin desteklendiği söylenebilir. İkinci olarak metrik değişmezlik modeli değerlendirilmiştir. Elde edilen sonuçlar modelin veriler ile oldukça uyumlu olduğunu göstermiştir ($\chi^2(69) = 194,076$, $p < 0,001$, CFI = 0,983, RMSEA = 0,045). Yapısal değişmezlik modeli ile metrik değişmezlik modeli karşılaştırıldığında, metrik değişmezlik modelinin daha üstün olduğu görülmüştür ($\Delta\chi^2(12) = 7,446$, $p < 0,827$, $\Delta CFI = 0,001$, $\Delta RMSEA = -0,005$). Hem Ki-kare fark testinin anlamsız olması hem de CFI ve RMSEA uyum değerlerindeki iyileşme ölçeğin metrik değişmezliğinin de desteklendiğini göstermiştir. Böylece meslek grupları arasında faktör yükleri açısından anlamlı bir farkın olmadığı söylenebilir. Son olarak skalar değişmezlik modeli değerlendirilmiş olup elde edilen modelin veriler ile uyumlu olduğu görülmüştür ($\chi^2(85) = 497,776$, $p < 0,001$, CFI = 0,942, RMSEA = 0,074). Metrik değişmezlik modeli ile skalar değişmezlik modeli karşılaştırıldığında ise skalar değişmezlik modelinin daha zayıf kaldığı, dolayısıyla ölçeğin meslek grupları açısından skalar değişmezliğinin olmadığı söylenebilir ($\Delta\chi^2(16) = 303,700$, $p < 0,001$, $\Delta CFI = -0,041$, $\Delta RMSEA = 0,029$). Buna göre Byrne, Shavelson ve Muthen (1989) tarafından tavsiyeye uyarak en küçük hata terimine sahip iki maddeyi sabit tutup diğerlerini serbest bırakarak kısmi skalar değişmezlik testi de yapılmış olup, modelin yine de daha üstün olmadığı görülmüştür. Bu sonuca istinaden daha sonraki aşama olan katı değişmezlik incelemesine geçilmemiş, akademisyenler, beyaz yakalı çalışanlar ve mavi yakalı çalışanlar arasında işte kendini yetiştirme ölçeğinin metrik değişmezliğinin olduğu kanısına varılmıştır. Model uyum değerleri aşağıdaki Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3: Model Karşılaştırmaları

Model	χ^2	df	CFI	RMSEA	$\Delta \chi^2$	Δdf	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
İki Faktörlü Model (Tek grup)	118.657	19	.99	.077				
Yapı Değişmezliği (Çok grup)	186.630	57	.98	.050	67.973	38	-.01	-.027
Metrik Değişmezlik	194.076	69	.98	.045	7.446	12	.001	-.005
Skalar Değişmezlik	497.776	85	.94	.074	303.700	16	-.041	.029

Gruplar arası sabit değerlerin (intercept) her madde için karşılaştırılmasıyla akademisyen grubunun hem canlılık hem de öğrenme maddelerinde diğer gruplardan istatistiksel olarak daha düşük skora sahip olduğu görülmüştür. Beyaz yaka ve mavi yaka grubu arasında ise öğrenme boyutu açısından çok fark olmadığı ancak canlılık boyutu açısından beyaz yaka grubunun daha yüksek olduğu bulunmuştur. Detaylı sonuçlar için Tablo 4'e bakınız.

Tablo 4: Meslek Gruplarının Ölçek Maddeleri Ortalama Karşılaştırmaları

Maddeler	Gruplar		
	Akademisyen	Akademisyen	Beyaz Yaka
	- Beyaz Yaka	- Mavi Yaka	- Mavi Yaka
Kendimi enerjik hissedirim.	-1,221*	-0,730*	0,491*
Kendimi pozitif enerji dolu hissedirim.	-1,358*	-0,723*	0,635*
Kendimi zinde ve uyanık hissedirim.	-1,529*	-0,927*	0,602*
Kendimi hayat dolu ve canlı hissedirim.	-0,908*	-0,427*	0,481*
İşime yarayacak yeni bilgiler ediniyorum.	-0,669*	-0,340*	0,329*
İşime yarayacak yeni beceriler ediniyorum.	-0,454*	-0,148*	0,306*
İşlere bakış açımı değiştiren yeni şeyler öğreniyorum.	-0,701*	-0,462*	0,239
Kendimi sık sık bir şey öğrenirken buluyorum.	-0,546*	-0,316*	0,230

* $p < 0,05$. Tek Yönlü ANOVA testi sonucu olarak farklı bulunan ikili gruplar.

6. Sonuç ve Tartışma

Bu çalışmaya kadar işte kendini yetiştirme ölçeği ile ilgili olarak ne orijinal ölçek ne de Türkçe uyarlaması için ölçüm değişmezliği testleri uygulanmamıştı. Bu çalışmada da yapısal eşitlik modellemesi ile çok gruplu doğrulayıcı faktör analizi kullanılarak işte kendini yetiştirme ölçeğinin Türkçe versiyonu üzerinden akademisyenler, beyaz yakalı çalışanlar ve mavi yakalı çalışanlar olmak üzere üç temel meslek sınıfı arasında ölçüm değişmezliği incelenmiştir. İlk yapılan doğrulayıcı faktör analizi sonuçlarında orijinaline uygun olarak dörder soruluk canlılık ve öğrenme boyutlarından oluşan iki faktörlü yapısının tekrar doğrulandığı görülmüştür. İki boyutun yakınsama ve ayırım geçerliği için yeterli kanıt bulunmuş ve işte kendini yetiştirme ölçeğinin iki boyutlu yapısı kabul edilmiştir. Bunun üzerine bina edilen değişmezlik sınamalarında ise sırasıyla ikili faktör yapısının üç grupta test edilmesi, faktör yüklerinin değişmezliği, her maddenin sabit katsayısının değişmezliği testlerine geçilmiştir. Çok gruplu doğrulayıcı faktör analizi sonuçlarında da göre meslek grupları açısından işte kendini yetiştirme ölçeği için yapısal ve metrik değişmezliğin olduğu, ancak skalar değişmezliğin olmadığı görülmüştür. Gruplar arasında ortak olarak hata varyansı en düşük maddeler dışında kalan diğer maddelerin serbest bırakılması ile skalar değişmezlik tekrar test edilse de kısmi skalar değişmezlik de sağlanamamıştır. Yani ÇG DFA sonuçlarına göre işte kendini yetiştirme ölçeği maddelerinin sabit katsayılarının meslek grupları arasında değişmez olmadığı söylenmelidir. Bu sonuç, meslek gruplarının meslek grubunun özellikleri ve yapısı icabı işte kendini yetiştirme ölçeği maddelerinde daha farklı seviyelerde bulunduğunu göstermektedir.

Sonuçların daha detaylı incelenmesi ile akademisyenlerin hem beyaz hem de mavi yakalı çalışanlara göre daha düşük bir kendini yetiştirme madde sabit katsayılarına (intercept) sahip olduğu görülmüştür. Akademisyenlerin tüm maddelerde daha düşük olması meslek yapısı ve özelliği itibarıyla akademisyenlerin öğrenmeye olan düşkünlüğünü ve öğrenecek çok fazla şeyin olduğunun farkında olmalarından dolayı gerçekleştiğini söylemek mümkündür. Bunun yanında canlılık seviyelerindeki düşüklük ise akademi hayatının tefekküre ve derin düşünmeye yol açacak ortamı sunarak özel sektöre oranla daha dingin ve sakin olmasının etkisi ile açıklanabilir. Bu durum, özel sektörün çalışanı sürekli canlı ve kıpır kıpır tutarak çalıştırması ve sürekli değişikliklerle tazelemesinin çalışan için üstesinden gelebildiği taktirde bir gelişim fırsatı olduğu hipotezini destekler niteliktedir (Karasek, 1979; Bakker, Hakanen, Demerouti ve Xanthopoulou, 2007; Bakker ve Van Veldhoven, 2010). Dolayısıyla bundan sonra işte kendini yetiştirme konusunda yapılacak çalışmalarda sabit katsayıların gruplar arasında farklı olduğunun dikkate alınması gerekmektedir. Ne

var ki, metrik değişmezliğin sağlanması sayesinde ise maddelerin bu farklı meslek grupları tarafından aynı şekilde anlaşıldığı da görülmüştür.

Beyaz yakalı çalışanların mavi yakalı çalışanlardan canlılık boyutundaki tüm maddelerde öğrenme boyutu maddelerinin de iki tanesinde daha yüksek seviyelere sahip olmasının ise yine meslek grubu özellikleri dikkate alındığında normal karşılanabileceği söylenmelidir. Çünkü mavi yakalı çalışanların çoğu zaman ve iş yerinde özellikle fiziksel açıdan daha fazla emek sarfederek yorgun düştükleri söylenebilir. Bir diğer neden de mavi yakalı işlerde özellikle rotasyonun daha az olması ve monotonluğun göreceli olarak daha fazla olmasının işte kendini yetiştirme açısından zorlayıcı bir unsur olacağı düşünülmelidir.

Son olarak, tek zamanda yapılan ölçümle, yani kesitsel veriyle, yapılan bu çalışmaya ek olarak aynı grupları ele alarak bir psikolojik durum olan işte kendini yetiştirme kavramı ölçeğinin ölçüm değişmezliğini boylamsal olarak da test etmek gerekebilir. Ayrıca, beyaz yaka ve mavi yaka meslek gruplarını kendi içerisinde hiyerarşik bir veri yapısı halinde çok düzeyli doğrulayıcı faktör analizi ile de ölçüm değişmezliğinin incelenmesinin ilerde yapılacak çalışmalara ışık tutacağı açıktır.

KAYNAKÇA

- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). Auxiliary variables in mixture modeling: Three-step approaches using M plus. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 329-341.
- Bakker, A. B., Hakanen, J. J., Demerouti, E., & Xanthopoulou, D. (2007). Job resources boost work engagement, particularly when job demands are high. *Journal of educational psychology*, 99(2), 274.
- Bakker, A. B., van Veldhoven, M., & Xanthopoulou, D. (2010). Beyond the demand-control model: Thriving on high job demands and resources. *Journal of Personnel Psychology*, 9(1), 3–16.
- Boussabbeh, M., Ben Salem, I., Prola, A., Guilbert, A., Bacha, H., Abid-Essefi, S., & Lemaire, C. (2015). Patulin induces apoptosis through ROS-mediated endoplasmic reticulum stress pathway. *Toxicological sciences*, 144(2), 328-337.
- Byrne, B. M. (1994). *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows: Basic concepts, applications, and programming*. Sage.
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological bulletin*, 105(3), 456.
- Cameron, K. S., & Spreitzer, G. M. (Eds.). (2011). *The Oxford handbook of positive organizational scholarship*. Oxford University Press.
- Carmeli, A., & Spreitzer, G. M. (2009). Trust, connectivity, and thriving: Implications for innovative behaviors at work. *The Journal of Creative Behavior*, 43(3), 169-191.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling*, 14(3), 464-504.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255.
- Dweck, C. S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American psychologist*, 41(10), 1040.
- Gerbasi, A., Porath, C. L., Parker, A., Spreitzer, G., & Cross, R. (2015). Destructive de-energizing relationships: How thriving buffers their effect on performance. *Journal of Applied Psychology*, 100(5), 1423.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. Guilford Press.
- Horn, J. L., & McArdle, J. J. (1992). A practical and theoretical guide to measurement invariance in aging research. *Experimental aging research*, 18(3), 117-144.
- Horn, J. L., McArdle, J. J., & Mason, R. (1983). When is invariance not invariant: A practical scientist's look at the ethereal concept of factor invariance. *Southern Psychologist*.
- Hu, X., Kaplan, S., & Dalal, R. S. (2010). An examination of blue-versus white-collar workers' conceptualizations of job satisfaction facets. *Journal of Vocational Behavior*, 76(2), 317-325.
- Karasek Jr, R. A. (1979). Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign. *Administrative science quarterly*, 285-308.

- Koçak, Ö.E., Demir H., Gülcü İ. ve Kahraman İ., (2017). İşkolik Davranışlar, Algılanan Katkı ve Yaşam Doyumu İlişkisinde İşte Kendini Yetiştirmenin Aracı Etkisi, Yayınlanmamış Çalışma, İstanbul
- Koçak, Ö.E., Çırpan H., Vardarlier P. (2017). How Thriving at Work Enables Work Context to Influence on General Life Satisfaction, Eurasian Business, Economics and Politics Forum. 21th May, İstanbul.
- Koçak, Ö. E. (2016). How to Enable Thriving at Work through Organizational Trust. *International Journal of Research in Business and Social Science*, 5(4), 40.
- Levy, D. M. (2016). *Scrolling forward: Making sense of documents in the digital age*. Skyhorse Publishing, Inc..
- Llorens, S., Bakker, A. B., Schaufeli, W., & Salanova, M. (2006). Testing the robustness of the job demands-resources model. *International Journal of Stress Management*, 13(3), 378.
- Magazine, S. L., Williams, L. J., & Williams, M. L. (1996). A confirmatory factor analysis examination of reverse coding effects in Meyer and Allen's Affective and Continuance Commitment Scales. *Educational and Psychological Measurement*, 56(2), 241-250.
- Mellenbergh, G. J. (1989). Item bias and item response theory. *International journal of educational research*, 13(2), 127-143.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525-543.
- Millsap, R. E. (2011). *Statistical approaches to measurement invariance*. New York, NY: Routledge
- Millsap, R. E., & Meredith, W. (1992). Inferential conditions in the statistical detection of measurement bias. *Applied Psychological Measurement*, 16(4), 389-402.
- Niessen, C., Sonnentag, S., & Sach, F. (2012). Thriving at work—A diary study. *Journal of Organizational Behavior*, 33(4), 468-487.
- Nix, G. A., Ryan, R. M., Manly, J. B., & Deci, E. L. (1999). Revitalization through self-regulation: The effects of autonomous and controlled motivation on happiness and vitality. *Journal of Experimental Social Psychology*, 35(3), 266-284.
- Porath, C. L., Gerbasi, A., & Schorch, S. L. (2015). The effects of civility on advice, leadership, and performance. *Journal of Applied Psychology*, 100(5), 1527.
- Porath, C., Spreitzer, G., Gibson, C., & Garnett, F. G. (2012). Thriving at work: Toward its measurement, construct validation, and theoretical refinement. *Journal of Organizational Behavior*, 33(2), 250-275.
- Reise, S. P., Widaman, K. F., & Pugh, R. H. (1993). Confirmatory factor analysis and item response theory: two approaches for exploring measurement invariance. *Psychological bulletin*, 114(3), 552.
- Somer, O. (2004). Gruplararası karşılaştırmalarda ölçek eşdeğerliğinin incelenmesi: Madde ve test fonksiyonlarının farklılaşması. *Türk Psikoloji Dergisi*, 19(53), 69-82.
- Spreitzer, G. M., & Sutcliffe, K. M. (2007). Thriving in organizations. *Positive organizational behavior*, 74-85.
- Spreitzer, G., Sutcliffe, K., Dutton, J., Sonenshein, S., & Grant, A. M. (2005). A socially embedded model of thriving at work. *Organization science*, 16(5), 537-549.

- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486-492.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational research methods*, 3(1), 4-70.
- Wallace, J. C., Butts, M. M., Johnson, P. D., Stevens, F. G., & Smith, M. B. (2016). A multilevel model of employee innovation: Understanding the effects of regulatory focus, thriving, and employee involvement climate. *Journal of Management*, 42(4), 982-1004.