

Yaratıcılığı Destekleyen İlköğretim Öğretmenleri İndeksi Ölçeği'nin Türkçeye Uyarlanması*

Ayhan DİKİCİ^a
Niğde Üniversitesi

Öz

Bu çalışmanın amacı yaratıcılığı destekleyen öğretmen indeksi ölçeğinin Türkçeye uyarlanmasıdır. Ölçeğin dil eşdeğerliği analizi için 30 İngilizce okutmanına önce İngilizce formu sonra Türkçe formu uygulanmıştır. Daha sonra ölçek Niğde İli merkezinde görev yapan 288 öğretmene uygulanmıştır. Açımlayıcı faktör analizinde ölçeğin Türkçe formunun 33 madde ve dokuz alt boyuta sahip olduğu görülmüştür. KMO değeri .925 bulunmuştur. Varimax dik döndürme sonrası faktör yük değerleri .392 ile .779 arasında değerler almıştır. Alt boyutlarda en düşük Alpha katsayısı .57, ölçeğin tamamından elde edilen Alpha katsayısı .94 bulunmuştur. Doğrulayıcı faktör analizi sonucu uyum iyiliği indekslerinin kabul edilebilir ve iyi uyum sınırları içerisinde oldukları görülmüştür. Analiz sonuçlarına dayalı olarak, ölçeğin Türk öğretmenlerinin yaratıcılığı destekleyen sınıf içi davranışlarını ölçebileceğine karar verilmiştir.

Anahtar Kelimeler

Yaratıcılık, Yaratıcı Öğretmen, Yaratıcı Öğretim, Öğretmen Davranışları, Yaratıcılığı Destekleme.

Bireyin yaratıcılığının gelişmesinde ailenin, öğretmenin ve çevrenin etkisi büyüktür. Öğretmenlerin sınıflarındaki öğretim uygulamaları çocukların ve gençlerin yaratıcılığını desteklemekte veya köreltebilmektedir. Öğretmenin sınıfında özgür bir öğrenme ortamı oluşturması, öğrencilerini öğrenmeye güdülemesi ve onları düşünmeye sevk edebilmesi gerekmektedir (Sungur, 1997). Bu konu ile ilgili alan yazında öğrencinin yaratıcılığının gelişmesi için öğretmen-öğrenci ilişkisinin önemli olduğu belirtilmektedir (Torrance, 1968, 1995).

Öğrencilerin yaratıcılığının gelişmesinde en büyük görev öğretmenin öğrencilerine karşı gösterdiği tutum ve davranışlarında yatmaktadır. Sınıfta yaratıcılığın desteklenmesi öğrenciler arasında homojen yapı oluşturmaktan ziyade farklılıkları vurgulayan bir süreç olarak görülür (Cropley, 1997a, s. 12). Torrance (1995, s. 13) öğretmenlerin yüksek yaratıcı öğrenci yerine yüksek zekâlı öğrenci tercih ettiklerini belirtir. Torrance, okul yöneticilerinin de daha az yaratıcı öğretmeni tercih ettiklerini belirtir. Çünkü yüksek yaratıcı öğrenci sınıf içinde problemlerin doğmasına sebep olarak görüldüğü gibi yüksek yaratıcı öğretmen de okul yönetimi için problemlerin doğmasına sebep olarak görülebilmektedir. Aslında bu düşünceler yanlıştır ve öğretmenin yaratıcı bir sınıf atmosferi geliştirmelidir (Torrance, 1995, s. 31). Yaratıcı öğrencinin bireysel ilgi ve ihtiyaçlarının diğerlerinden daha farklı olması nedeniyle öğrenme ortamının düzenlenmesi öğretmen için zorlaşabilmektedir. Yüksek yaratıcı öğretmen ise okul yönetiminin kurallarını eleştirebilir. Yaratıcı öğretmen, okul yönetiminden daha yenilikçi, özgür ve yaratıcı kurallar isteyebilir (Sungur, 1997, s. 33). Cropley (1997a, s. 12) bazı eğitim düşünürlerinin otoriter bir sınıf yönetimini ima

* Bu araştırmanın dil eşdeğerliği bölümü 5-8 Ekim 2011 tarihlerinde Anadolu Üniversitesi'nde yapılan I. Uluslararası Eğitim Programları ve Öğretim Kongresi'nde sunulmuştur.

a Dr. Ayhan DİKİCİ, eğitim programları ve öğretim alanında doçenttir. Çalışma alanları arasında öğretmen eğitiminde yaratıcılık, sınıfta yaratıcılığı destekleme, alternatif ölçme ve değerlendirme yöntemleri yer almaktadır. *İletişim*: Niğde Üniversitesi Eğitim Fakültesi Eğitim Bilimleri Bölümü, Eğitim Programları ve Öğretim ABD, 51200-Niğde. E-Posta: adikici@nigde.edu.tr Tel: +90 388 225 4389 Faks: +90 388 225 4316.

etiklerini belirterek yaratıcılığı destekleyen bir sınıf ortamı için bu düşüncüyü ret etmiştir. Sungur (s. 33-34) öğrencilerini özgür olmaya özendiren, öğrencilerini bir birey olarak kabul eden ve öğrencilerinin en iyiyi yapabilecekleri için cesaretlendiren öğretmenlerin yaratıcılığı destekleyen öğretmenler olduğunu belirtir. Öğrencinin cesaretini kıran, aşırı eleştiren, güven vermeyen ve davranışlarında tutarsız öğretmenler yaratıcılığın gelişmesini engelleyen öğretmen özellikleridir. Ancak, Oral, Kaufman ve Agars (2007) yaratıcılığın yaş ile birlikte artma eğiliminde olduğunu ve içten güdülenmenin dıştan güdülenmeden daha fazla yaratıcılıkla korelasyon gösterdiğini bulmuşlardır.

Öğretmenin hazırladığı öğrenme ortamı içerisinde öğrenci kendini özgür hissedebilmeli ve düşüncelerini rahatça ifade edebilmelidir. Öğretmen mantığa ters düşen fikirlerin de bazen destekçisi olabilmelidir. Yeni düşünce üretmeyi engelleyen faktörlerin etkisini azaltabilmelidir (Özden, 1997, s. 119-120). Bir öğretmen var olan bilgiyi yeni ya da farklı bir şekilde öğrencinin öğrenmesine sunar ise yaratıcı kabul edilebilir. Yaratıcı öğretim sadece çeşitli öğrencilerin karmaşık eğitim ihtiyaçlarını karşılamak değil aynı zamanda yeni bilgiyi etkili bir şekilde işleterek öğrencilerin becerilerini geliştirmektedir (Reilly, Lilly, Bramwell ve Kronish, 2011). Copley (1997b, s. 98) yaratıcılığı destekleyen sınıf içindeki öğretmen davranışlarını (Creativity Fostering Teacher Behaviors) şöyle listelemiştir:

1. Öğrencileri özgür bir şekilde öğrenmeye cesaretlendirir.
2. Sosyal bütünleştirici ve işbirlikli bir öğretim stiline sahiptir.
3. Öğrencilerinin çok yönlü düşünmede sağlam bir temele ve detaylı bilgiye sahip olmaları için motive eder.
4. Öğrencilerinin fikirlerini onlar bütünüyle çalşıp açıkça belirleyene kadar yargılamaz.
5. Esnek düşünmeyi cesaretlendirir.
6. Öğrencilerde öz değerlendirmeyi teşvik eder.
7. Öğrencilerin önerilerini ve sorularını ciddi bir şekilde ele alır.
8. Öğrencilere çok farklı durumlarda pek çok materyalle çalışmaları için fırsat sunar.
9. Öğrencilerin başarısızlık ve hayal kırıklığı ile baş etmelerini öğrenmeleri için yardım eder ve böylece onlar yeni ve alışılmamış şeyleri denemek için cesaretlendirir.

Yukarıda listelenen öğretmen davranışları Soh (2000) tarafından altılı likert ölçeğine çevrilmiş ve 45 maddelik likert tipi bir ölçek hazırlanmıştır. Ölçek Çinli ve Çinli olmayan öğretmenlere uygulanmış ve aralarında anlamlı farklar olduğunu görmüştür. Ayrıca, kadın ve erkek öğretmenlerin yaratıcılığı destekleyen öğretmen davranışları arasında da anlamlı farklar bulunmuştur. Bu çalışmanın amacı, Soh tarafından geliştirilen yaratıcılığı destekleyen öğretmen indeksi ölçeğinin (YDÖİÖ) Türkçe formunun dil eşdeğerliğinin, geçerliğinin ve güvenilirliğinin Türk ilköğretim okullarında görev yapan öğretmenler üzerinde de incelenmesidir. Bu genel amaç doğrultusunda Türk öğretmenlerinde YDÖİÖ'nün dil eşdeğerliği, yapı geçerliği ve güvenilirliği nedir? Sorularına yanıt aranmıştır.

Yöntem

Bu çalışma betimsel tarama yöntemlerinden olan genel tarama modelidir. Araştırmanın dil eşdeğerliği analizi için çalışma grubunu Niğde Üniversitesi Yabancı Diller Yüksekokulu'nda görev yapan 30 öğretim elemanı oluşturmuştur. Öğretim elemanlarının %66.7'si (f=20) bayan ve %33.3'ü (f=10) erkektir. Öğretim elemanlarının %20'si 25 yaş ve daha aşağı, %40'ı 26 ile 35 yaş arasında ve %40'ı da 36 yaş ve üzerindedir. Öğretim elemanlarının %40'ı 5 yıl ve daha az, %50'si 6 ile 15 yıl arası ve %10'u 16 yıl ve üzeri hizmet yılına sahiptir. Öğretim elemanlarının demografik özelliklerine ilişkin veriler Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1.
Öğretim Elemanlarının Demografik Özellikleri

		f	%
Cinsiyet	Bayan	20	66.7
	Erkek	10	33.3
	Toplam	30	100.0
Yaş	25 Yaş ve altı	6	20.0
	26-30 Yaş	8	26.7
	31- 35 Yaş	4	13.3
	36-40 Yaş	10	33.3
	41 Yaş ve üstü	2	6.7
	Toplam	30	100.0
Kıdem	1-5 Yıl	12	40.0
	6-10 Yıl	6	20.0
	11-15 Yıl	9	30.0
	16-20 Yıl	1	3.3
	21 Yıl ve üstü	2	6.7
	Toplam	30	100.0

Özgün ölçeğin geliştirilme çalışmasında Soh (2000) çeşitli yaşlarda ve branşlarda öğretmenler üzerinden veri topladığı için bu çalışmada da aynı yol izlenmiştir. Araştırmanın yapı geçerliği ve güvenirlik analizleri için çalışma grubunu Niğde İli Merkezindeki 13 ilköğretim okulunda görev yapan 288 öğretmeninden oluşmuştur. Öğretmenlerin görev yaptıkları okullar birbirine benzer olduğu için çalışma grubunun birbirine benzer olduğu söylenebilir. Öğretmenlerin %51.4'ü (f=148) kadın ve %48.6'sı (f=140) erkektir. Tablo 2'de öğretmenlerin görev yaptıkları okullara, yaşlarına ve mesleki kıdemlerine göre dağılımı, Tablo 3'de de öğretmenlerin branşlarına göre dağılımı verilmiştir.

Tablo 2.

Öğretmenlerin Görev Yaptıkları İlköğretim Okulları, Yaşları ve Kıdemlerine İlişkin Özellikleri

	f	%
Okul Adı	75.Yıl Mustafa Altuncu	18 6.3
	Mehmet Emet	11 3.8
	Murtaza ve Naile Uyanık	12 4.2
	5 Şubat	15 5.2
	Kemal Aydoğan	2 0.7
	Alparslan	17 5.9
	19 Mayıs	19 6.6
	Dumlupınar	22 7.6
	Dr. Sadık Ahmet	24 8.3
	Gazi	37 12.8
	Atatürk	14 4.9
	Kemal Çetintürk	5 1.7
	Halil Kitapçı	6 2.1
	Diğer Okullar	86 29.9
Toplam	288 100.0	
Yaş	20-30 Yaş	116 40.3
	31-40 Yaş	86 29.9
	41- 50 Yaş	68 23.6
	51 Yaş ve üstü	18 6.3
Toplam	288 100.0	
Kıdem	1-5 Yıl	104 36.1
	6-10 Yıl	42 14.6
	11-15 Yıl	37 12.8
	16-20 Yıl	52 18.1
	21 Yıl ve üstü	53 18.4
Toplam	288 100.0	

Tablo 2'deki verilere göre öğretmenlerin büyük çoğunluğunun (%40.3) yaşı 20 ile 30 yaş arasındır. Yine öğretmenlerin %36.1'lik bir kısmı 1-5 yıl arası mesleki kıdeme sahiptir.

Tablo 3.

Öğretmenlerin Branşlarına Göre Dağılımı

	f	%
Branş	Sınıf öğretmeni	125 43.4
	Türkçe öğretmeni	21 7.3
	Matematik öğretmeni	24 8.3
	Sosyal bilgiler öğretmeni	10 3.5
	Fen bilgisi öğretmeni	16 5.6
	Görsel sanatlar öğretmeni	9 3.1
	Müzik öğretmeni	4 1.4
	Bilişim teknolojileri öğretmeni	6 2.1
	Teknoloji ve tasarım öğretmeni	9 3.1
	Din kültürü ve ahlak bilgisi öğretmeni	5 1.7
	Beden eğitimi ve spor öğretmeni	5 1.7
	Yabancı dil öğretmeni	23 8.0
	Diğer (Tarih, Coğrafya, Fizik, Kimya v.b.)	31 10.8
Toplam	288 100.0	

Tablo 3'e göre öğretmenlerin büyük çoğunluğunun (%43.4) sınıf öğretmeni olduğu görülmektedir. Diğer olarak isimlendirilen branşlardaki öğretmenler ise genellikle tarih, coğrafya, fizik ve kimya gibi branşlardaki öğretmenlerdir. Diğer branşlardaki öğretmenlerin oranı da %10.8'dir. Matematik öğretmenlerinin oranı ise %8.3'dür. En az oran %1.4 ile müzik öğretmenlerine aittir.

Alan yazında faktör analizinin yapılabilmesi için örneklem büyüklüğü konusunda farklı görüşler vardır. Hair, Black, Babin ve Anderson (2010, s. 102) 50'den daha az örneklem için faktör analizi yapılamayacağını ve örneklem büyüklüğünün 100'den daha fazla olması gerektiğini belirtirler. Ayrıca, faktör analizi için madde başına düşen denek sayısının en az 5 olduğunu ancak 10 olmasının daha kabul edilebilir olduğunu belirtirler. Bazı araştırmacıların ise her madde başına minimum 20 denek önerdiklerini vurgularlar. Osborne ve Costello (2004) denek ve madde oranının 5/1 ve 10/1 oranlarının faktör analizi için önerildiğini belirtirler. Tavşancıl'a (2010, s. 51) göre örneklem büyüklüğü madde sayısının en az beş katı, hatta 10 katı olmalıdır. Doğrulayıcı faktör analizi yapabilmek için ise Hoyle (1995) minimum örneklem büyüklüğünün 250 olması gerektiğini vurgular. Bu çalışmada ulaşılan denek sayısı 288 olduğu için $288/45$ (madde)=6.4'tür. Diğer bir ifade ile madde başına düşen denek sayısı 6.4'tür. Bu durumda örneklem büyüklüğünün faktör analizi için yeterli olduğu söylenebilir.

Yaratıcılığı Destekleyen Öğretmen İndeksi

Özgün Ölçek: Soh (2000) 45 maddeden oluşan yaratıcılığı destekleyen öğretmen davranışlarını belirlemeye yönelik altılı likert tipi bir ölçek hazırlamıştır. Ölçek Çinli, Malezyalı, Hintli, Avrasyalı ve diğer ırklardan oluşan 117 öğretmene uygulanmıştır. Yapılan faktör analizi sonucunda bağımsızlık, bütünleştirme, güdüleme, yargılama, esneklik, değerlendirme, sorgulama, fırsat verme ve hayal kırıklığı olmak üzere 9 tane alt boyut belirlenmiştir. Maddelerin faktör yüklerinin .52 ile .85 arasında değiştiği bulunmuştur. Açıklanan varyans miktarı en düşük değerlendirme boyutunda %47.19, en yüksek hayal kırıklığı boyutunda %65.00 bulunmuştur. En düşük korelasyon sorgulama ile güdüleme arasında .48, en yüksek korelasyon fırsat verme ile esneklik arasında .82'dir. Ölçeğin tamamına ilişkin Cronbach Alpha katsayısı .96 bulunmuştur. Ölçekten elde edilen puanlar bayan ve erkek öğretmenler, Çinli ve Çinli olmayan öğretmenler arasında karşılaştırılmıştır. Yapılan istatistiksel analiz sonucunda anlamlı farklar bulunduğu görülmüştür.

Türkçe Ölçek: Soh (2000) yaratıcılığı destekleyen öğretmen davranışlarından hareket ederek ölçeğe Creativity Fostering Teacher Index (CFTIndex) başlığı verdiği için Türkçe uyarlama çalışmasında da yaratıcılığı destekleyen öğretmen indeksi ölçeği (YDÖİÖ) adı verilmiştir. Ölçek maddeleri üç aşamada Türkçeye çevrilmiştir (Hambleton ve Bollwark, 1991). Birinci aşamada ölçeğin Türkçeye uyarlanabilmesi için 31 Mayıs 2010 tarihinde yazar ile yazışma yapılmış ve gerekli izin alınmıştır. Ölçek önce konu alanı uzmanı tarafından İngilizceden Türkçeye çevrilmiştir. Eş zamanlı olarak bir başka dil bilimci tarafından da İngilizceden Türkçeye çevrilmiştir. Alan yazında bir ölçeğin orijinal diline tekrar çevrilmesinin önemli olduğu vurgulanmaktadır (Brislin, 1970; Kim ve Lim, 1999). Dil bilimci tarafından elde edilen ölçeğin Türkçe formu alan uzmanı tarafından tekrar İngilizceye çevrilmiştir. Aynı şekilde alan uzmanı tarafından elde edilen ölçeğin Türkçe formu da dil bilimci tarafından İngilizceye çevrilmiştir. Daha sonra dil bilimci ve alan uzmanı bir araya gelerek elde ettikleri Türkçe ve İngilizce formları karşılaştırmışlardır. Bu karşılaştırmada cümlelerin genel anlamı, karmaşıklık düzeyi, cümlelerin şekli, kelimelerin semantik benzerliği ve cümlelerdeki dilbilgisi yapıları incelenmiştir (Kim ve Lim).

Yapılan incelemelerde maddelerin İngilizce özgün formu ile Türkçeden İngilizceye çevrilen formların birbirine benzemediği görülmüştür. Türkçe form-

larda ise maddelerin anlam bütünlüğünün biraz benzediği ancak kelimelerin ve cümle kuruluşlarının farklı olduğu görülmüştür. Bu nedenle çalışmanın ikinci aşamasında daha öncekilerden farklı üç dil bilimci ve ölçeğin çeviri işlemlerini yapanlar olmak üzere toplam beş kişilik bir grup oluşturulmuştur. Beş kişilik grup her bir maddenin İngilizce ve Türkçe formunu tartışarak çeviri yapmışlardır. Eğer bire bir çeviri yapılırsa orijinal forma yeniden çevirinin olabileceği görülmüştür. Ancak, bire bir çevirilerde ölçeğin maddelerinin Türk öğretmenlerden tarafından anlaşılmasının zor olabileceğine karar verilmiştir. Ölçeğin derecelendirmesinde özgün ölçeğe uygun olarak altı derecelendirme yapılmıştır. Derecelendirme; 6 her zaman, 5 çoğu zaman, 4 sık sık, 3 bazen, 2 nadiren, 1 hiçbir zaman şeklinde düzenlenmiş ve puanlanmıştır. Ölçekten alınabilecek en yüksek toplam puan 270 en düşük toplam puan ise 45 olarak belirlenmiştir. Bu işlemlerin sonucunda ölçeğin özgün formu ile Türkçe formu arasındaki tutarlılığı sağlamak üzere dilsel eşdeğerlik çalışması gerçekleştirilmiştir (Hambleton ve Bollwark, 1991).

Çalışmanın üçüncü aşamasında ölçeğin dil eşdeğerliği analizi yapılmıştır. Bunun için Niğde Üniversitesi Yabancı Diller Yüksekokulu'nda görev yapan 30 adet öğretim elemanına gönüllülük esasına dayalı olarak 2010 yılının Aralık ayında ölçek uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar bulgular bölümünde verilmiştir. Ölçeğin dil eşdeğerliği analizinden sonra öğretim elemanlarının bir kısmı ile yüz yüze görüşülmüştür. Bu görüşmede öğretim elemanları ölçeğin seçeneklerinin birbirine çok yakın olduğunu, bu nedenle altılı yerine beşli derecelendirmeyi tavsiye ettiklerini belirtmişlerdir. Bu durumda ölçeğin beşli derecelendirme ile çalışma grubuna uygulanmasının uygun olduğu karar verilmiştir. Son düzenleme ile derecelendirmede 5 her zaman, 4 sık sık, 3 bazen, 2 nadiren ve 1 hiçbir zaman şeklinde düzenlenmiştir. Ölçekten alınabilecek en yüksek toplam puan 225 en düşük toplam puan ise 45 olarak belirlenmiştir. Ölçekte ters puanlanan madde bulunmamaktadır.

Ölçeğin Çalışma Grubuna Uygulanması: Ölçek, gönüllülük ilkesine göre öğretmen çalışma grubuna araştırmacı tarafından uygulanmıştır. Bunun için Niğde İl Milli Eğitim Müdürlüğü'nden 25 Mart 2011 tarihinde resmi izin alınmıştır. Uygulanma 2011 yılının Nisan ve Mayıs aylarında yapılmıştır. Öğretmenler tarafından ölçeğin doldurma süresi 25 ile 35 dakika arasında değişmiştir.

Verilerin Analizi

YDÖİÖ'nin çalışma grubundaki öğretmenlere uygulanması ile elde edilen veriler SPSS 15 programı ile analiz edilmiştir. Ölçeğin dil eşdeğerliği için yani İngilizce ve Türkçe uygulaması arasındaki tutarlılığı belirlemek için Pearson korelasyon katsayısı hesaplanmıştır. Türkçe ölçeğin yapı geçerliğini belirlemek amacıyla açımlayıcı faktör analizi (AFA) yapılmıştır. Faktör analizi için çeşitli faktör çözümü ve döndürme teknikleri bulunmaktadır. Bu çalışmada Varimax dik döndürme tekniği tercih edilmiştir. Açımlayıcı faktör analizinde elde edilen boyutların doğrulanması için AMOS 7 programında doğrulayıcı faktör analizi (DFA) yapılmıştır. YDÖİÖ'nin iç tutarlık güvenilirlik katsayısı için Cronbach Alpha ve ölçek maddelerinin ayırt etmedeki yeterliğini belirleyen düzeltilmiş madde-toplam korelasyonu hesaplanmıştır.

Bulgular

YDÖİÖ'nin dil eşdeğerlik analizi için Niğde Üniversitesi Yabancı Diller Yüksekokulu'nda görev yapan 30 öğretim elemanına ölçeğin önce orijinal İngilizce formu uygulanmıştır. Aynı denek grubuna bir hafta sonra da ölçeğin Türkçe formu uygulanmıştır. Bu uygulamada her iki ölçekte de altılı derecelendirme kullanılmıştır. Ölçeğin 45 maddesine ilişkin Pearson korelasyon katsayıları hesaplanmıştır. Elde edilen korelasyon değerleri aşağıdaki Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4.

Yaratıcılığı Destekleyen Öğretim Stili Ölçeğinin İngilizce ve Türkçe Formu Arasındaki Pearson Korelasyon Katsayıları

Madde No	r	Madde No	r	Madde No	r
1	.61**	16	.74**	31	.84**
2	.37*	17	.61**	32	.73**
3	.55**	18	.42*	33	.40*
4	.86**	19	.82**	34	.88**
5	.44*	20	.55**	35	.87**
6	.72**	21	.58**	36	.74**
7	.71**	22	.79**	37	.63**
8	.40*	23	.53**	38	.89**
9	.70**	24	.58*	39	.76**
10	.57**	25	.73**	40	.75**
11	.78**	26	.61**	41	.84**
12	.88**	27	.71**	42	.74**
13	.58**	28	.54**	43	.73**
14	.83**	29	.43*	44	.46**
15	.41*	30	.78**	45	.63**

**p<.01 *p<.05

Tablo 4'teki korelasyon katsayıları incelendiğinde en düşük korelasyonun .37 ile 2. maddeye ait, en yüksek korelasyonun ise .89 ile 38. maddeye ait olduğu görülmektedir. İkinci, 5., 8., 15., 18., 24., 29. ve 33. maddelerin *p* değerleri .05'e göre anlamlıdır. Diğer maddeler .01'e göre anlamlıdır. Tablo 5'de ölçeğin alt boyutlarının İngilizce ve Türkçe formlarının korelasyonları ve Cronbach Alpha güvenilirlik katsayıları verilmiştir.

Tablo 5.

YDÖİÖ'nün İngilizce ve Türkçe Formlarının Alt Boyutları Arasındaki Pearson Korelasyon Katsayıları ve Cronbach Alpha Katsayıları

Alt Boyutlar	Madde No	r	Cronbach's	Cronbach's
			Alpha	Alpha
			İngilizce	Türkçe
Bağımsızlık	1,10,19,28,37	.81*	.81	.48
Bütünleştirme	2,11,20,29,38	.99*	.77	.66
Güdüleme	3,12,21,30,39	.99*	.67	.54
Yargılama	4,13,22,31,40	.99*	.74	.64
Esneklik	5,14,23,32,41	.99*	.86	.96
Değerlendirme	6,15,24,33,42	.99*	.72	.50
Sorgulama	7,16,25,34,43	.99*	.85	.79
Fırsat verme	8,17,26,35,44	.99*	.84	.56
Hayal kırıklığı	9,18,27,36,45	.99*	.85	.73

*p<.01

Ölçekten elde edilen puanların İngilizce ve Türkçe alt boyutları arasında yüksek düzeyde korelasyon olduğu görülmektedir (Tablo 5). Ancak, Türkçe formun alt boyutlarının Cronbach's Alpha katsayıları İngilizce formun katsayılarından daha düşüktür. Türkçe formda ölçeğin tamamına ilişkin Alfa katsayısı .93, İngilizce formda ise .96 bulunmuştur. Türkçe ölçek bu haliyle yaratıcılığı destekleyen öğretmen davranışlarını ölçebilecek niteliktedir. Yinede daha büyük örneklemden veri toplanarak yapı geçerliği analizleri (açımlayıcı ve doğrulayıcı faktör analizi) yapmakta yarar vardır.

Açımlayıcı Faktör Analizinin Yapılması

Dil eşdeğerliği analizinden sonra ölçek beşli derecelendirmeye dönüştürülmüş ve öğretmenlere uygulanmıştır. Öğretmenlere uygulanan 45 maddelik ölçeğe ilişkin veriler üzerinde açımlayıcı faktör analizi (AFA/Exploratory Factor Analysis) yapılmıştır. Faktör analizi birden fazla değişkene bağlı bir değişkeni açıklamakta katkısı olan bağımsız değişkenlerin (faktörlerin) sayısını ve bu bağımlı değişkenlerin koordinatlarını (faktör yüklerini) belirlemede başvurulan bir yöntemdir (Turgut ve

Tablo 6.

Maddelere İlişkin Faktör Yükleri

MaddeNo	Ortak Varyans	Faktör 1 Yük Değeri	Döndürme Sonrası Yük Değeri									
			F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	
1	.610	.577	.609									
37	.543	.617	.392									
2	.699	.662		.705								
11	.631	.547		.531								
20	.564	.691		.453								
29	.607	.641		.431								
21	.553	.576			.551							
3	.670	.570			.505							
12	.699	.666			.476							
22	.588	.460				.656						
31	.619	.464				.550						
13	.548	.642				.451						
40	.566	.663				.362						
14	.498	.664					.482					
23	.593	.640					.473					
32	.510	.599					.451					
5	.527	.566					.405					
42	.730	.521						.779				
33	.572	.553						.568				
15	.500	.631						.476				
16	.686	.624							.775			
34	.556	.476							.665			
43	.634	.519							.664			
7	.574	.688							.606			
17	.631	.625								.725		
35	.463	.364								.622		
26	.659	.705								.617		
8	.544	.652								.604		
27	.598	.587									.683	
18	.605	.722									.508	
36	.590	.592									.496	
45	.602	.701									.460	
9	.523	.460									.442	

Baykul, 1992, s. 73). Yapı geçerliği, yapıyı oluşturan değişkenlerin ölçülmek istenen yapıyı doğru bir şekilde ölçebileceğidir. Güvenirlik ise yapıyı oluşturan değişkenlerin içsel tutarlılığıdır (Hair ve ark., 2010, s. 125-126). Faktör analizi yapılırken izlenen işlem basamakları aşağıda açıklanmıştır.

Elde edilen veriler üzerinde toplam 45 maddeye ilişkin döndürülmüş temel bileşenler analizi yapılmıştır. Bunun sonucunda özdeğeri 1 ve üzerinde olan 9 faktör belirlenmiştir. Birinci faktörün testteki 45 madde içinde açıkladığı varyans miktarı %14.066 ve 9 faktörün açıkladığı toplam varyans miktarı ise %59.120'dir. Bu uygulamada Barlett test değeri 990 serbestlik derecesi ile (Barlett Test of Sphericity) 6230.061 ve p değeri .000 bulunmuştur. Barlett testine göre "korelasyon matrisi birim

matrise eşittir" hipotezi test edilmiş yukarıdaki belirlenen değere göre hipotez reddedilmiştir (Taşpınar, 1997, s.91). Bu durumda, değişkenler arasında bir korelasyon olduğu ve faktör analizinin bu değişkenlere uygulanabileceği söylenebilir. Bu testin yanında faktör analizinin uygunluğu konusunda bir fikir veren diğer bir test ise KMO (Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy) testidir. Düşük KMO değerleri örneklemin yeterli olmadığını gösterir. KMO değeri 1'e yaklaştıkça yapılan faktör analizi daha anlamlı hale gelmektedir. KMO değeri .60 düzeyinde orta, .70 düzeyinde ise iyi, .80 ise çok iyi ve .90 ise mükemmel bir değerdir (Eroğlu, 2008, s. 322; Tavşancıl, 2010, s. 50). Bu analizde KMO= .925 bulunmuştur.

Bir maddeyi bir faktörde sayabilmek için 0.40 sınırı

vardır, az sayıda madde 0.30-0.40 değerleri arasındaysa bu bir sorun teşkil etmeyebilir (Büyüköztürk, 2002, s. 118; Hair ve ark., 2010, s. 117). Bir faktörle yüksek yük değeri veren maddeler faktörün tanımlandığı yapıyı ölçen maddeler olarak adlandırılır. Bir maddenin faktörlerdeki en yüksek yük değeri ile bu değerden sonra en yüksek olan yük değeri arasındaki farkın en az .10 olması gerekir (Büyüköztürk, s. 119; Tavşancıl, 2010, s. 50). Madde faktör yük değerinin genellikle .45 ve daha yüksek olması istenmektedir. Eğer örneklem büyüklüğü 350 ve üzerinde ise faktör yük değeri .30 olan maddeler ve örneklem büyüklüğü 250 ve üzeri ise faktör yük değeri .35 olan maddeler ölçekte tutulabilir ve anlamlıdır (Hair ve ark., s. 117). Bu bilgilerden hareketle verilere faktör döndürme tekniği uygulanmıştır. Sosyal bilimlere daha uygun olduğu ve yorumlaması daha kolay olduğu için büyük örneklemelerde daha iyi sonuç veren dik döndürme tekniklerinden Varimax metodu seçilmiştir. Dik döndürmede faktörler eksenlerinin konumu değiştirilmeksizin 90 derecelik açıyla döndürülür. Dik döndürme faktörlerin birbiriyle ilişkili olmadığı düşüncesi üzerine kuruludur (Büyüköztürk, s. 120; Eroğlu, 2008, s. 322). Varimax metodunda basit yapıya ve anlamlı faktörlere ulaşmada faktör yükleri matrisinin sütunlarına öncelik verilir (Tavşancıl, s. 50).

Tablo 6'da faktör yükü .35'in üzerinde yer alan maddelerin ortak varyansları ve faktör yüklerine ilişkin elde edilen analiz sonuçları verilmiştir. Tablo 6'daki verilerde 4, 6, 10, 19, 24, 25, 28, 30, 38, 39, 41, ve 44. maddeler döndürme sonrasında faktör yüklerinin .35'in üzerinde olmadığı ya da ilgisiz faktör altında olduğu gerekçesiyle ölçekten çıkarılmıştır. Kalan 33 maddenin 9 faktör altındaki faktör yükleri verilmiştir.

Tablo 6'daki veriler incelendiğinde YDÖİÖ'nün dokuz faktörlü olduğu görülmektedir. Buna göre; Faktör 1=(1 ve 37), Faktör 2=(2, 11, 20 ve 29), Faktör 3=(3, 12 ve 21), Faktör 4=(13, 22, 31 ve 40), Faktör 5=(5, 14, 23 ve 32), Faktör 6=(15, 33 ve 42), Faktör 7=(7, 16, 34 ve 43), Faktör 8=(8, 17, 26 ve 35) ve Faktör 9=(9, 18, 27, 36 ve 45) maddelerinden oluşmaktadır. Birinci faktörde yer alan maddelerin faktördeki yük değerleri .392 ve .609'dur. İkinci faktördeki maddelerin faktördeki yük değeri .431 ile .705 arasındadır. Üçüncü faktördeki maddelerin faktördeki yük değeri .476 ile .551 arasındadır. Dördüncü faktördeki maddelerin faktördeki yük değeri .362 ile .656 arasındadır. Beşinci faktördeki maddelerin faktördeki yük değeri .405 ile .482 arasındadır. Altıncı faktördeki maddelerin faktördeki yük değeri .476 ile .779 arasındadır. Yedinci faktör-

deki maddelerin faktördeki yük değeri .606 ile .775 arasındadır. Sekizinci faktördeki maddelerin faktördeki yük değeri .604 ile .725 arasındadır. Dokuzuncu faktördeki maddelerin faktördeki yük değeri .442 ile .683 arasındadır. Bu sonuçlar Soh (2000) tarafından geliştirilmiş olan özgün ölçeğin yapı geçerliği sonuçları ile benzerlik göstermektedir. Özgün ölçeğin faktörlerine maddelerin içerikleri dikkate alınarak isimler verildiğinden aynı faktör isimleri bu çalışmada da kullanılmıştır.

YDÖİÖ'nün Güvenirlik Çalışması

YDÖİÖ'nün alt ölçeklerindeki maddelerin ölçtükleri özellikler açısından bireyleri ayırt etmede ne kadar yeterli olduklarının belirlenmesi düzeltilmiş madde toplam korelasyonları (item total correlation) ile incelenmiştir. Ölçme aracındaki maddeler ya da alt boyut toplam puanları ile ölçek toplam puanları arasındaki anlamlı korelasyon iç tutarlık göstergesi olarak kabul edilir (Tavşancıl, 2010, s. 54). Ölçeğin iç tutarlık güvenirliliği (internal consistency reliability) (Baykul, 2000, s. 149), maddelerin benzeşiklik düzeyini ve maddelerin ölçmek istediği yapının ayrışıklığını belirlemek için ise Cronbach's Alpha katsayısı hesaplanmıştır. Tek uygulama ve tek form gerektiren durumlarda Alpha güvenirlilik katsayısıyla güvenirliliğin belirlenmesi test-tekrar test yöntemine göre daha avantajlıdır (Tan, 2008, s. 116). Tablo 7'de ölçeğin puanlamasından elde edilen alt boyutlara ve ölçeğin tamamına ilişkin Cronbach's Alpha katsayıları verilmiştir.

Tablo 7.
YDÖİÖ'nün Alt Boyutlarına İlişkin Cronbach Alpha Katsayıları

Alt Boyutlar	Madde No	r*	Cronbach's Alpha
Bağımsızlık	1, 37	.28-.38	.64
Bütünleştirme	2,11,20,29	.35-.58	.67
Güdüleme	3,12,21	.56-.61	.77
Yargılama	13,22,31,40	.39-.45	.62
Esneklik	5,14,23,32	.45-.52	.69
Değerlendirme	15,33,42	.35-.40	.57
Sorgulama	7,16,34,43	.41-.57	.71
Fırsat verme	8,17,26,35	.33-.52	.64
Hayal kırıklığı	9,18,27,36,45	.37-.66	.75

*p<.01

Güvenirlilik çalışması olarak kalan 33 maddenin tamamına ilişkin Cronbach's Alpha katsayısı .94 bulunmuştur. Diğer Cronbach's Alpha değerleri

de Tablo 7'de görülmektedir. Faktör 1'in Cronbach Alpha değeri .64, Faktör 2'nin .67, Faktör 3'ün .77, Faktör 4'ün .62, Faktör 5'in .69, Faktör 6'nın .57, Faktör 7'nin .71, Faktör 8'in .64 ve Faktör 9'un .75 bulunmuştur. Otuz üç maddelik ölçeğin alt boyutlarının Alpha katsayısı .57 ile .77 arasında değer almıştır. Bir ölçeğin iç tutarlık derecesi, güvenilirlik katsayısı bire yaklaşıktıkça yükselir, sifra yaklaşıktıkça düşer. Eğitim ve psikoloji alanında güvenilirliği +1 olan test geliştirmek neredeyse imkânsızdır (Tekin, 1979, s. 58). Bu nedenle, ölçek ve alt boyutlara yönelik elde edilen Cronbach's Alpha değerlerinin yeterli düzeyde olduğu söylenebilir.

Tablo 7'de alt boyutlara ilişkin madde toplam korelasyonları incelendiğinde elde edilen korelasyon katsayılarının .28 ile .66 arasında değiştiği ve .01 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Tablo 8'de ölçeğin her madde için, ortalama, standart sapma ve madde toplam korelasyonu verilmiştir.

Tablo 8.
Her Bir Maddenin Ortalama, Standart Sapma ve Madde Toplam Korelasyon Sonuçları

Madde No	Arit. Ort.	Standart Sapma	Madde Top. Kor.*
Y1	4.50	.67	.53
Y2	4.57	.64	.64
Y3	4.47	.67	.52
Y5	4.20	.77	.51
Y7	4.44	.64	.67
Y8	4.27	.71	.62
Y9	4.10	.89	.42
Y11	3.88	.94	.48
Y12	4.35	.72	.64
Y13	4.32	.71	.61
Y14	4.23	.75	.63
Y15	4.01	.84	.59
Y16	4.54	.74	.61
Y17	4.56	.70	.61
Y18	4.29	.74	.69
Y20	4.31	.70	.65
Y21	4.26	.77	.54
Y22	3.89	.90	.41
Y23	4.22	.69	.61
Y26	4.20	.75	.65
Y27	4.19	.82	.54
Y29	4.37	.76	.61
Y31	3.71	.88	.42
Y32	4.37	.70	.58
Y33	4.12	.79	.53
Y34	4.00	.84	.46
Y35	3.87	.91	.30
Y36	4.29	.77	.56
Y37	4.26	.73	.58
Y40	4.03	.82	.62
Y42	3.95	.85	.47

Y43	4.03	.85	.51
Y45	4.29	.73	.67

*p<.01

Tablo 8'e göre ölçeğin her bir maddesinden elde edilen puanların madde toplam korelasyon katsayıları .30 (35. madde) ile .69 (18. madde) arasında değişmektedir. Tüm değerler istatistiksel olarak .01 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Tablo 9'da ölçeği oluşturan dokuz alt boyutun aralarındaki korelasyon katsayıları verilmiştir.

Tablo 9.
Ölçeğin Alt Boyutları Arasındaki Korelasyon Katsayıları

Alt boyutlar	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. Bağ.	r 1.00								
2. Büt.	r .36*	1.00							
3. Güd.	r .30*	.67*	1.00						
4. Yarg.	r .39*	.64*	.52*	1.00					
5. Esn.	r .43*	.74*	.59*	.70*	1.00				
6. Değer.	r .34*	.66*	.54*	.61*	.66*	1.00			
7. Sorg.	r .26*	.63*	.49*	.60*	.62*	.55*	1.00		
8. Firs.	r .30*	.69*	.53*	.56*	.63*	.56*	.66*	1.00	
9. Hay.	r .30*	.68*	.57*	.63*	.67*	.62*	.67*	.69*	1.00
Top. puan	r .47*	.87*	.73*	.81*	.86*	.79*	.80*	.81*	.86*

*p<.01

Ölçeği oluşturan 9 alt boyutun kendi aralarındaki korelasyon katsayıları incelendiğinde, Tablo 9'a göre tüm korelasyon katsayıları .01 düzeyinde anlamlıdır. Alt boyutlar arasındaki en düşük korelasyon katsayısı .26 ile sorgulama ve bağımsızlık boyutu arasındadır. En yüksek korelasyon ise esneklik ile bütünleştirme boyutu arasında .74'dür. Her bir boyuttan elde edilen puan ile ölçeğin tümünden elde edilen korelasyonlar incelendiğinde en düşük korelasyon .47 ile bağımsızlık boyutuna, en yüksek korelasyon ise .87 ile bütünleştirme boyutuna aittir.

Doğrulayıcı Faktör Analizinin Yapılması

Doğrulayıcı faktör analizi (DFA/Confirmatory Factor Analysis) önerilen modelin çalışılan örneklem üzerinde doğrulanıp doğrulanmadığının test edilmesinde kullanılmaktadır (Meydan ve Şeşen,

Tablo 10.
Önerilen Modele İlişkin Uyum İyiliği İndeksleri

Uyum Ölçüleri	İyi Uyum	Kabul Edilebilir Uyum	Önerilen Model
RMSEA	$0 < RMSEA < 0.05$	$0.05 \leq RMSEA \leq 0.08$.038
RMR	$0 < RMR < 0.05$	$0.05 \leq RMR \leq 0.10$.026
NFI	$0.95 \leq NFI \leq 1$	$0.90 \leq NFI \leq 0.95$.875
NNFI	$0.97 \leq NNFI \leq 1$	$0.95 \leq NNFI \leq 0.97$.950
CFI	$0.97 \leq CFI \leq 1$	$0.95 \leq CFI \leq 0.97$.959
GFI	$0.95 \leq GFI \leq 1$	$0.90 \leq GFI \leq 0.95$.900
AGFI	$0.90 \leq AGFI \leq 1$	$0.85 \leq AGFI \leq 0.90$.858
χ^2/sd	$0 \leq \chi^2/sd \leq 2$	$2 < \chi^2/sd \leq 3$	580.640/412=1.409

2011, s. 7). Ayrıca, AFA'da belirlenen faktörlerin ya da boyutların doğrulanması, ölçeğin puanlanmasının güvenilirliğinin ve geçerliliğinin test edilmesinde kullanılan DFA önerilen modelin istatistiksel olarak anlamlılığını gösteren bazı değerler hesaplamaktadır. AFA gözlenen değişkenlerin yapısı hakkında bilgi verirken, DFA gizil değişkenlerin yapısı hakkında bilgi verir (Byrne, 2010, s. 6). DFA maksimum olasılık (maximum likelihood) yöntemi kullanılarak AMOS 7 programında yapılmıştır. AMOS programı eğer önerilen model başlangıçta güçlü uyum değerleri göstermiyorsa bazı modifikasyonlar önermektedir (Byrne, s. 86; Meydan ve Şeşen, s. 38; Schumacker ve Lomax, 2004, s. 70). Önerilen modifikasyonlar yapılmış ve elde edilen değerler Tablo 10'da verilmiştir.

DFA'da önerilen modelin ve analiz verisinin istatistiksel olarak uygunluğunu test eden değer, χ^2 (CMIN) değeridir (Bacon, 1997, s. 11; Schumacker ve Lomax, 2004, s. 82). CMIN değeri evrene ait kovaryans matrisinin modelde uygulanan kovaryans matrisine eşit olup olmadığını test eder. Eğer χ^2 değeri düşük çıkarsa evrene ait kovaryans matrisinin modelde uygulanan kovaryans matrisine eşit olduğu ortaya çıkar. Bunun için χ^2 değerinin düşük olması ve p anlamlılık düzeyinin de .05'den büyük olması gerekir. Ancak bu değer örneklem büyüklüğüne duyarlı olduğundan ve çok elemanlı örneklemelerde yüksek χ^2 değerlerine ulaşılacağından serbestlik derecesi (sd) ile düzeltilmiş olan χ^2/sd değerinin kullanılması daha uygun görülmektedir (Bagozzi, 1981, s. 380; Hair ve ark., 2010, s. 666). Bentler'e göre (1990) denek sayısı 250'den fazla olan örneklemelerde χ^2 problem oluşturmaktadır. Bu durumda ek olarak farklı uyum indekslerinin de kullanılmasını önermektedir. Araştırmanın uygulandığı örneklem sayısının 288 olması nedeniyle YDÖİÖ için bulunan χ^2 değeri önerilen model için 1144.896 ve $p=.000$ bulunmuştur. Bu değerlerin yüksek olması nedeniyle sd ile düzeltilmiş χ^2 değeri dikkate alınmıştır. 0-3 aralığında olması uygun görülen (Scher-

melleh-Engel ve Moosbrugger, 2003) χ^2/sd değeri önerilen model için 2.494 olarak bulunmuştur. Önerilen modifikasyonlar yapıldıktan sonra $\chi^2=580.640$ ve $p=.000$ bulunmuştur. Tablo 10'da χ^2/sd ise 1.409 değeri ile iyi uyum sınırları içerisinde hesaplanmıştır. Tahminin hata kareleri ortalama kare kökü RMSEA değeri (Bayram, 2010, s. 78; Byrne, 2010, s. 80) önerilen model için .038 bulunmuştur.

Schumacker ve Lomax (2004, s. 83) DFA ve yapısal eşitlik modelinde veriden elde edilen bir modeli doğru olarak tanımlamak için tek bir istatistiksel anlamlılık testinin yeterli olmayıp birçok kriter gerekliliğini belirtirler. Bu nedenle Tablo 10'da diğer istatistiksel uyum iyiliği indeksleri olan RMR (Root mean square residual) NFI (Normed fit Index), NNFI (Nonnormed Fit Index) TLI (Tucker-Lewis Index) olarak da bilinen, CFI (Comparative fit Index), GFI (Goodness-of-fit Index), ve AGFI'nin (Adjusted Goodness-of-fit Index) iyi uyum ve kabul edilebilir uyum sınırları verilmiştir (Bayram, 2010, s. 75-76; Byrne, 2010, s. 77; Hair ve ark., 2010, s. 668-672; Hu ve Bentler, 1995; Schermelleh-Engel ve Moosbrugger, 2003; Schumacker ve Lomax, 2004, s. 83). Tablo 10'daki uyum iyiliği indeksleri incelendiğinde RMSEA ve RMR'nin iyi uyum sınırları içerisinde oldukları görülmektedir. NNFI, CFI, GFI ve AGFI kabul edilebilir uyum sınırları içerisinde. NFI ise kabul edilebilir uyum sınırları içerisinde değildir. Ayrıca tabloda gösterilmeyen IFI (Incremental Fit Index) .960 ve TLI (Tucker-Lewis Index) .950 olarak hesaplanmıştır. Örneklem büyüklüğünü ve modeldeki karmaşıklığı dikkate alan bu değerler iyi uyum göstermiştir (Hair ve ark., 2010, s. 668; Şimşek, 2007, s. 48). Araştırma modelinin gözlenen veriyeye uygun olduğu tespit edildikten sonra DFA ile tahmin edilen parametreler; standardize edilmiş regresyon katsayıları, standart hatalar ve standardize regresyon katsayılarının sıfırdan farklı olup olmadığını test eden t-istatistik değerleri ve hesaplanan güvenilirlik değerleri Tablo 11'de yer almaktadır.

Tablo 11.
Önerilen Modele İlişkin Standardize Regresyon Ağırlıkları ve t Değerleri

Boyutlar	Maddeler	Std. Regr. Ağırlığı	t
Bağımsızlık (CR=.926*)	Y37	.599	--
	Y1	.564	8.179
	Y29	.628	--
Bütünleştirme (CR=.951*)	Y20	.670	10.185
	Y11	.486	7.680
	Y2	.664	10.132
Güdüleme (CR=.961*)	Y21	.663	--
	Y12	.839	11.036
	Y3	.710	10.342
Yargılama (CR=.938*)	Y40	.653	--
	Y31	.415	6.497
	Y22	.419	6.619
Esneklik (CR=.936*)	Y13	.655	9.642
	Y32	.575	--
	Y23	.604	8.414
Değerlendirme (CR=.934*)	Y14	.668	9.028
	Y5	.570	8.054
	Y15	.659	--
Sorgulama (CR=.950*)	Y33	.551	8.072
	Y42	.464	6.869
	Y7	.760	--
Fırsat verme (CR=.947*)	Y16	.710	11.492
	Y34	.446	7.242
	Y43	.490	8.031
Hayal kırıklığı (CR=.938*)	Y8	.700	--
	Y17	.690	10.795
	Y26	.675	10.631
	Y35	.259	4.148
	Y9	.481	--
	Y18	.780	7.979
	Y27	.574	6.821
	Y36	.587	6.945
	Y45	.707	7.538

*CR= Yapı güvenirliği = $(\sum \text{standardize reg. ağırlığı})^2 / (\sum \text{standardize reg. ağırlığı})^2 + \sum \text{ölçüm hataları}$ (Hair ve ark., 2010, s. 710).

Elde edilen sonuçlarda yapı güvenirliğinin (CR/ Construct Reliability) .70 ve üzerinde olması iyi güvenirlik, .60 ve .70 arasında olması ise kabul edilebilir güvenirliktir (Hair ve ark., 2010, s. 710). Şimşek'e göre (2007, s. 18) güvenirlik katsayısının en az .50 olması gerekir. Tablo 11 incelendiğinde önerilen modelin güvenirlik değerlerinin tüm boyutlar için .90'nın üzerinde olduğu görülmektedir. Bu durumda YDÖİÖ'ye ilişkin boyutların geçerli, güvenilir ve ilgili faktöre ait olduğu söylenebilir. Diğer taraftan, Tablo 11'de önerilen modelin alt boyutları için AMOS programı tarafından tahmin edilen standardize regresyon katsayıları, bu katsa-

yılara ilişkin t değerleri ve p anlamlılık düzeyleri verilmiştir. Hesaplanan standardize regresyon katsayılarının istatistiksel olarak .05 düzeyinde anlamlı olduğu ve önerilen model için yapıyı ve boyutları yorumlamada kullanılabileceği görülmektedir.

Tartışma

Özgür ve zengin bir öğrenme çevresi bireyin yaratıcılığının gelişmesini destekler. Öğrencinin yaratıcılığının gelişmesi için öğretmenin sınıf içi davranışları ve uygulamaları da önemlidir. Bu amaçla, Türkçeye uyarlama çalışması yapılan yaratıcılığı destekleyen öğretmen davranışları ölçeğinin önce dil eşdeğerlik çalışması yapılmıştır. Soh (2000) tarafından geliştirilen YDÖİÖ'nün Türkçe ve İngilizce formları arasındaki dil eşdeğerliği çalışması sonuçlarında her iki form arasında yüksek düzeyde korelasyon bulunmuştur. AFA sonuçlarında YDÖİÖ'nün 12 maddesi beklenen faktör yüküne sahip olmadığı ya da ilgisiz faktör altında yer aldığı için ölçekten çıkarılmıştır. Kalan 33 madde 9 alt boyutu oluşturmuştur. Elde edilen 9 alt boyut Soh tarafından elde edilen 9 alt boyut ile benzerdir. Ayrıca, Türkçe ölçekten elde edilen boyutların ve faktör yüklerinin özgün ölçeğin boyutları ve faktör yükleri ile benzer olduğu görülmüştür. Bu nedenle Türkçe formdan elde edilen alt boyutların isimlendirilmesinde özgün ölçeğin alt boyut isimleri kullanılmıştır. Özgün ölçekte Soh her boyutu 5 madde ile oluştururken Türkçeye uyarlanan formda her boyut 5 madde ile oluşmamıştır. Ancak, AFA ve DFA analizleri sonucunda 33 madde ve 9 alt boyutun Türk örneğine uygun olduğu sonucuna varılmıştır.

Alan yazında Grasha (1996) tarafından geliştirilen ve Bilgin, Uzuntiryaki ve Geban (2002) tarafından Türkçeye çevrilerek uyarlanmış "öğretme stili ölçeği" de bulunmaktadır. Ölçek; uzman, otoriter, kişisel model, yol gösterici ve temsilci olmak üzere 5 adet alt faktörden oluşmaktadır. Ancak, Grasha'nın geliştirdiği ölçek yaratıcılığı destekleyen öğretmen davranışlarını ölçmeyi amaçlamamaktadır. Daha sonraki araştırmalarda öğretilme stili ölçeği ile YDÖİÖ arasındaki ilişki incelenebilir. Olawale, Adeniyi ve Olubela (2010) Croypley'nin (1997b) yaratıcılığı destekleyen öğretmen davranışları indeksini dikkate alarak 45 maddelik ve 9 alt boyuttan oluşan beşli likert tipi bir ölçek hazırlamışlardır. Hazırladıkları ölçek Soh'un (2000) ölçeğine çok benzemektedir. Ancak, bu ölçekte Soh'un ölçeğinden farklı olarak yorumlama için puan aralıkları

belirlemişlerdir. Örneğin her boyut için; 1-10 puan arası yaratıcı olmamak anlamına gelir, 11-15 puan arası kısmen yaratıcı, 16-20 puan arası orta derecede yaratıcı ve 21-25 puan arası çok yaratıcı olmak anlamına gelir. Ölçeğin tamamından elde ettikleri Alpha güvenilirlik katsayısı .96'dır. Alt boyutlarda, en düşük Alpha değeri .69 ile değerlendirme boyutuna, en yüksek Alpha değeri ise .86 ile hayal kırıklığı boyutuna aittir. Olawale ve arkadaşlarının elde ettikleri güvenilirlik katsayıları bu çalışmada elde edilen güvenilirlik katsayıları ile benzerdir.

Soh (2000) Çinli ve Çinli olmayan 117 öğretmen üzerinde yaptığı araştırmasında Çinli ve Çinli olmayan öğretmenlerin yaratıcılığı destekleyen sınıf içi davranışlarının istatistiksel olarak anlamlı farklılaştığını bulmuştur. Hatta, erkek ve kadın öğretmenlerin de aralarında istatistiksel anlamlı farklar olduğunu görmüştür. Ölçeğin Türkçe formunun Türk öğretmenlerinin yaratıcılığı destekleyen davranışlarını ölçebileceği, istatistiksel farklılıkları ortaya koyabileceği söylenebilir.

Sonuç olarak, ölçeği kullanacak araştırmacıların 33 madde ve 9 alt boyuta göre yorum yapmaları önerilebilir. Ek 1'de Türkçeye çevrilen ölçeğin 33 maddesi yeniden sıralanmış ve alt boyutları ile tamamı verilmiştir. Ölçeğin her bir boyutundan elde edilen puanın yüksekliği öğretmenin yaratıcılığı destekleyen öğretim stilini göstermektedir. Ölçekte ters puanlanan madde yoktur. Bu çalışma Niğde İli Merkezinde görev yapan öğretmenler üzerinde yapılmıştır. Bu ölçeğin farklı örneklerde farklı sonuçlar verebileceği düşünülmelidir.



The Adaptation of Creativity Fostering Primary Teachers Index Scale into Turkish*

Ayhan DİKİCİ^a
Niğde University

Abstract

The purpose of this study was to adapt the creativity fostering teacher index scale into Turkish. For the language equivalence, firstly, the English version of the scale was translated by 30 English lecturers and then the Turkish version of the scale retranslated by the same lecturers. Later, the scale was applied to 288 teachers working in Niğde city centre and validity and reliability analyses were conducted. As a result of the exploratory factor analysis, it was revealed that the Turkish form of the scale had nine sub-scales with the 33 items. MSA value was .925. After the Varimax rotation method, factor loading values were between .392 and .779. The lowest Cronbach's Alpha coefficient was .57 for a sub-scale of the scale and all of the 33 items was .94. In the confirmatory factor analysis results, goodness of fit measures revealed the acceptable fit and the good fit for the scale. Based on the results obtained from the analysis, it was decided that the scale could measure the creativity fostering Turkish teachers' classroom behaviours.

Key Words

Creativity, Creative Teacher, Creative Teaching, Teacher Behaviours, Creativity Fostering.

Teachers have to create a free learning climate in class, motivate students for learning and urge them to think (Sungur, 1997). Related literature written on this subject points out the importance of the teacher-student relationship for fostering creativity in students (Torrance, 1968, 1995). Fostering creativity in class is seen rather as a process

emphasizing differences than one attempting to form a homogeneous structure (Cropley, 1997a, p. 12). Torrance (1995, p. 13) states that teachers prefer students with high intelligence rather than those with high creativity. This approach is actually wrong and teachers must establish a creative classroom climate. As a matter of fact, Cropley (1997a, p. 12) states that some education scientists imply an authoritarian classroom management and rejects this idea suggesting a classroom climate which fosters creativity. Sungur (pp. 33-34) notes that teachers who stimulate freedom in students, accept them as individuals and encourage their students to do the best, are the ones who foster creativity. Teachers who discourage students, criticize them heavily as well as those who are unreliable and inconsistent in their behaviours prevent the fostering of creativity. However, Oral, Kaufman, and Agars (2007) find that creativity tends to increase with age, while intrinsic motivation is significantly more correlated with creativity than with extrinsic motivation.

* Language equivalence section of this research was presented at The First International Congress on Curriculum and Instruction (5-8 October 2011) Anadolu University, Eskisehir-TURKEY.

a **Ayhan DİKİCİ, Ph.D.**, is currently an associate professor at the Department of Educational Sciences, Curriculum & Instruction. His research interests include creativity in teacher training, fostering creativity in classroom, and alternative assessment and evaluation methods. *Correspondence:* Assoc. Prof. Ayhan DİKİCİ, Niğde University, Faculty of Education, Department of Curriculum & Instruction, Niğde/TURKEY. E-mail: adikici@nigde.edu.tr Phone: 388 225 4389.

Students should be able to feel free and express themselves comfortably in the education climate provided by the teacher (Özden, 1997, pp. 119-120). Creative teaching requires not only meeting the complex educational needs of various types of students but also improving students' skills by processing the new information in an effective way (Reilly, Lilly, Bramwell, & Kronish, 2011). Cropley (1997b, p. 98) sets out a list consisting of nine items concerning the creativity fostering behaviours of teachers in the classroom. These behaviours on the list are converted to six-point Likert type scale by Soh (2000) and a Likert type scale with 45 items is prepared.

The purpose of this study was to analyse in Turkish teachers the language equivalence, validity and reliability of the Turkish form of the Creativity Fostering Teacher Index Scale (CFTIS), developed by Soh. In accordance with this general purpose, answers were sought to the question "what are the language equivalence, construct validity and reliability of CFTIS in Turkish teachers?"

Method

This study was a general scanning model, which is among the descriptive scanning models. The study group for the analysis of the language equivalence of the study consisted of 30 lecturers from Niğde University School of Foreign Languages. 66.7% ($f=20$) of the lecturers were female and 33.3% ($f=10$) were male. 20% of the lecturers were 25 years old or younger, 40% were between 26 and 35 years old, and 40% were 36 years old or older. 40% of the lecturers had 5 years or less length of teaching experience, 50% of them had between 6 and 15 years length of teaching experience and 10% had 16 years or more length of teaching experience.

The study group for the analysis of the construct validity and reliability of the study consisted of 288 teachers from 13 primary schools in Niğde city centre. Teachers' field of study was not taken into account in the process of selection. 51.4% ($f=148$) of the teachers were female, and 48.6% (140) were male. The majority of the teachers (40.3%) were between 20 and 30 years old. Again, 36.1% of the teachers had between 1 and 5 years length of teaching experience. 29.9% of the teachers worked as novice teachers. It was observed that the majority of the teachers (43.4%) were elementary teachers. The teachers classified as "other" were mainly teachers of history, geography, physics and chemistry etc. These other teachers constituted 10.8% of

the total. Rate of the math teachers was 8.3%. The music teachers had the lowest rate with 1.4%.

In the related literature, there are different views on the necessary sample size to conduct factor analysis. Hair, Black, Babin, and Anderson (2010, p. 102) state that factor analysis cannot be conducted with a sample less than 50 and that the sample size should be more than 100. Osborne and Costello (2004) note the recommended subject to item ratio for factor analysis as 5/1 and 10/1. According to Tavşancıl (2010, p. 51), sample size should be minimum five times as big as the number of items. Hoyle (1995) emphasises that the minimum sample size should be 250 in order to conduct a confirmatory factor analysis. In this study, the number of subjects is 288 and thus the ratio is $288/45$ (items) $=6.4$. In other words there are 6.4 subjects per item. In this case, it can be said that the sample size is adequate for factor analysis.

Creativity Fostering Teacher Index

Original Scale: Soh (2000) prepared a six-point Likert type scale with 45 items in order to determine the creativity fostering behaviours of teachers. The scale has nine sub-scales. The factor loadings of the items vary between .52 and .85. The lowest correlation is between question and motivation (.48) while the highest correlation is between opportunity and flexibility (.82). The Cronbach's alpha coefficient of the entire scale is .96.

Turkish Scale: This study with the purpose of adapting the Soh's (2000) scale into Turkish was called "Yaratıcılığı Destekleyen Öğretmen İndeksi Ölçeği-YDÖİÖ" (Creativity Fostering Teacher Index Scale). For the adaptation, correspondence with the author was carried out on 31 May 2010 and his permission was granted. Initially the scale was translated from English into Turkish by the field expert. At the same time, it was translated from English into Turkish by another linguist, as well. The importance of translating a scale into the original language has also been emphasized in the literature (Brislin, 1970; Kim & Lim, 1999). The Turkish form of the scale translated by the linguist was translated back into English. Similarly, the Turkish translation rendered by the field expert was translated back into English by the linguist. Afterward, the linguist and the field expert came together and compared the Turkish and English forms rendered. The general meaning of the sentences, their complexity level, sentence forms, semantic resemblance of words and grammatical structures of sentences

were analyzed (Kim & Lim). Afterwards, a group of five people was formed, which translated each item by discussing their Turkish and English forms. Next, the language equivalence study was conducted to ensure consistency between the Turkish form of the scale and the English form (Hambleton & Bollwark, 1991).

The scale was applied to 30 lecturers from Niğde University School of Foreign Languages in order to ensure the language equivalence of the scale. A face-to-face conversation was held with some of the lecturers. At the end of this meeting, it was decided that the scale should be applied to the study group using a five-point rating. As the last regulation, rating was arranged as follows: 5: always, 4: often, 3: sometimes, 2: rarely, 1: never. The possible maximum score was determined as 225, with the lowest as 45. There was no item in the scale that was reverse rated.

Application of the Scale to the Study Group: The scale was applied to the study group by the researcher in accord with the principles of volunteering. Permission was obtained from Niğde Provincial Directorate of National Education on 25 March 2011. Implementation took place in April and May 2011. The time period for the teachers to fill out the scale varied between 25 and 35 minutes.

Data Analysis

Data collected at a result of the application of CFTIS in the study group was analyzed by using SPSS 15 software. Pearson correlation coefficient was calculated to determine the consistency between the Turkish and English form application of the scale. Exploratory factor analysis (EFA) was conducted in order to have an idea about the construct validity of the Turkish scale. Confirmatory factor analysis (CFA) was conducted using AMOS 7 software to confirm the results of the exploratory factor analysis. Cronbach's Alpha coefficient was calculated for the internal consistency of CFTIS, and a revised item-total correlation to determine the adequacy of the scale items to differentiate.

Findings

Initially, the original English version of the scale was translated by 30 lecturers from Niğde University School of Foreign Languages to determine the language equivalence of CFTIS. The same group was given the Turkish version of the scale a week later to retranslate it. This time six-point rating was

used for both scales. Upon the analysis of Pearson correlation coefficients concerning the scale's 45 items, it was observed that the lowest correlation belonged to the 2nd item with .32, while the highest correlation belonged to the 38th item with .89. P values of the 2nd, 5th, 8th, 18th, 24th, 29th and 33rd items were significant at .05 levels. Other items were significant at .01 levels. High level of correlation was observed between the scores obtained from the English and Turkish sub-scales.

Conduct of Exploratory Factor Analysis

The scale was turned into five-point scoring and applied to the teachers after the analysis of language equivalence. Exploratory factor analysis (EFA) was conducted on the data collected. Factor analysis is a method to determine the number of independent variables (factors) and the coordinates (factor loadings) of the dependent variables (Turgut & Baykul, 1992, p. 73). As a result of this analysis nine factors were determined whose eigenvalues were 1 or more. The amount of variance explained by the first factor was 14.066% and the total amount of variance explained by all of the nine factors was 59.120%. During the application, value of the Bartlett's test of sphericity was calculated as 6230.061 and the p value as .000. The hypothesis of "the correlation matrix is an identity matrix" - according to the Bartlett's test - was tested (Taşpınar, 1997, p. 91). In addition to the Bartlett's test, MSA test (Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy) also provides insight into the appropriateness of the factor analysis. Low MSA values indicate that the sample is not adequate. A MSA value of .60 is regarded as average, .70 as good, .80 as very good, and .90 as perfect (Eroğlu, 2008, p. 322; Tavşancıl, 2010, p. 50). In this analysis MSA was calculated as .925.

The difference between the highest factor loading value of an item and the next highest factor loading value must be minimum .10 (Büyükoztürk, 2002, p. 119; Tavşancıl, 2010, p. 50). It is generally required that the factor loading value of an item should be .45 or more. If the sample size is 350 or above, items with a factor loading value of .30 are significant and can be kept in the scale; if the sample size is 250 or above, then items with a factor value of .35 are significant and can be kept in the scale (Hair et al., 2010, p. 117). In the light of this knowledge, factor rotation technique was applied. The Varimax method, an orthogonal rotation method, was chosen for this purpose, as it is more appropriate for social sciences (Tavşancıl, p. 50).

As a result of this analysis, 4th, 6th, 10th, 19th, 24th, 25th, 28th, 30th, 38th, 39th, 41st, and 44th items were excluded from the scale, either because their factor loadings were not above .35 or because they were under irrelevant factors. It was revealed that the CFTIS had nine factors. Accordingly, factors and their related items shown in parentheses were as follows: Factor 1 (1 and 37), Factor 2=(2, 11, 20 and 29), Factor 3=(3, 12 and 21), Factor 4=(13, 22, 31 and 40), Factor 5=(5, 14, 23 and 32), Factor 6=(15, 33 and 42), Factor 7=(7, 16, 34 and 43), Factor 8=(8, 17, 26 and 35) and Factor 9=(9, 18, 27, 36 and 45).

The factor loading values of the items in the first factor were .392 and .609. The factor loading values of the items in the second factor were between .431 and .705. The factor loading values of the items in the third factor were between .476 and .551. The factor loading values of the items in the fourth factor were between .362 and .656. The factor loading values of the items in the fifth factor were between .405 and .482. The factor loading values of the items in the sixth factor were between .476 and .779. The factor loading values of the items in the seventh factor were .606 and .775. The factor loading values of the items in the eighth factor were between .604 and .725. The factor loading values of the items in the ninth factor were between .442 and .683. These results were similar to the construct validity results of the original scale developed by Soh (2000). As the factors of the original scale were named taking the item contents into consideration, the same names were used in this study.

Reliability Analysis of CFTIS

Adapted item total correlations were analysed in order to determine the extent at which items in the sub-scales of CFTIS were adequate to differentiate individuals with regard to the features they measure. Significant correlation between the total score of the items in the measuring instrument or that of the sub-scales and the total score of the scale was accepted as an indicator of internal consistency (Tavşanlı, 2010, p. 54). Internal consistency reliability of the scale (Baykul, 2000, p. 149) in order to determine the commonality level of the items and Cronbach's Alpha coefficient in order to determine the variability of the items to be measured were calculated. In cases where a single application and form is required, it is more advantageous to determine the reliability using the Alpha reliability coefficient than to use test-retest method (Tan, 2008, p. 116).

As part of the reliability analysis, Cronbach's Alpha coefficient of the remaining 33 items was computed as .94. The lowest Cronbach's Alpha coefficient belonged to factor 6 (.57) and the highest to factor 3 (.77). Internal consistency level of a scale increased as the reliability coefficient approached 1 and decreased as the reliability coefficient approaches zero. It is nearly impossible in the areas of education and psychology to develop a scale with a reliability coefficient of +1 (Tekin, 1979, p. 58). For this reason, it can be said that Cronbach's Alpha coefficient obtained from the scale and sub-scales is sufficient. It was determined that the item total correlation coefficients of the sub-scales varied between .28 and .66. The item total correlation coefficients obtained from the scores of each scale items varied between .30 (item 35) and .69 (item 18). All values were statistically found significant at the .01 level. The correlation coefficients among the nine sub-scales making up the scale were computed and found significant at the .01 level. The lowest correlation coefficient among the sub-scales was between question and independence (.26). The highest correlation was, on the other hand, between flexibility and integration (.74).

Conduct of Confirmatory Factor Analysis

Confirmatory factor analysis (CFA), which is used to confirm the factors or sub-scales determined in EFA and to test the reliability of scoring and the validity of the scale, calculates some values demonstrating the statistical significance of a suggested model. In contrast to EFA, CFA is appropriately used when the researcher has some knowledge of underlying latent variable structure (Byrne, 2010, p. 6). CFA was conducted with AMOS 7 software using the maximum likelihood method.

The value which tests the statistical appropriateness of the suggested model in CFA and of the analysis data is χ^2 (CMIN) value (Bacon, 1997, p. 11; Schumacker & Lomax, 2004, p. 82). However, it was deemed more suitable to use χ^2/df value, adjusted with degree of freedom (df), because χ^2 is sensitive to sample size, resulting in high χ^2 values in multi-element samples (Bagozzi, 1981, p. 380; Hair et al., 2010, p. 666). According to Bentler (1990) χ^2 causes problems in the case of samples with more than 250 subjects. He suggests that different goodness of fit indices should be used in such cases. The χ^2 value for the CFTIS was calculated as 1144.896 and p value as .000 in the suggested model, because the sample size used in the study was 288. As these values are high, the χ^2/df value

adjusted with *df* was used. The χ^2/df value, which is deemed suitable at 0-3 range (Schermelleh-Engel & Moosbrugger, 2003), was calculated as 2.494 for the suggested model. After the completion of the suggested modifications (Byrne, 2010, p. 86; Meydan & Şeşen, 2011, p. 38; Schumacker & Lomax, 2004, p. 70), the following results were obtained within the limits of good fit: $\chi^2=580.640$, $p=.000$ and $\chi^2/df=1.409$. Root means square error of approximation – RMSEA (Bayram, 2010, p. 78; Byrne, p. 80) was calculated as .038 for the suggested model.

Schumacker and Lomax (2004, p. 83) state that only one statistical significance test is not enough in order to define a model as accurate and that the model must be assessed according to many criteria for CFA and structural equation modelling. For this reason, other indices of goodness-of-fit [Root mean square residual (RMR), Normed fit Index (NFI), Nonnormed Fit Index (NNFI) also known as the Tucker-Lewis Index (TLI), Comparative fit Index (CFI), Goodness-of-fit Index (GFI), and Adjusted Goodness-of-fit Index (AGFI), good fit, acceptable fit limits] were also analysed (Bayram, 2010, pp. 75-76; Byrne, 2010, p. 77; Hair et al., 2010, pp. 668-672; Hu & Bentler, 1995; Schermelleh-Engel & Moosbrugger, 2003; Schumacker & Lomax, 2004, p. 83). It was determined that RMSEA and RMR were within the limits of good fit, while NNFI, CFI, GFI and AGFI were within the limits of acceptable fit. NFI, however, is outside the limits of acceptable fit. In addition, Incremental Fit Index (IFI) was calculated as .960 and Tucker-Lewis Index (TLI) as .950. These values, which take account of sample size and complexity of model, demonstrate good fit (Hair et al., 2010, p. 668; Şimşek, 2007, p. 48).

After the study model was determined to be suitable for the observed data, *t*-statistical values and reliability values were calculated to test whether the parameters estimated by the CFA as well as the standardised regression weights, standard errors and standardised regression weights were different from zero. Construct reliability (CR) value of .70 or more indicates good reliability, while a value between .60 and .70 indicates acceptable reliability (Hair et al., 2010, p. 710). According to Şimşek (2007, p.18) the reliability coefficient must be at least .50. Reliability values of the suggested model were calculated above .90 for all sub-scales. It was observed that the standardised regression weights that were calculated were statistically significant at the .05 level and could be used to interpret the structure and sub-scales.

Discussion and Implications

The behaviours and practices of teachers in class are important to foster student creativity. To this end, language equivalence analysis was conducted as the initial step of adapting the creativity fostering teacher index scale into Turkish. As a result of the language validity analysis, high correlation was observed between the Turkish and English forms of the CFTIS, developed by Soh (2000). According to the results of the EFA 12 items of CFTIS were eliminated from the scale because they did not have the expected factor loadings or because they stood under irrelevant factors. The remaining 33 items constituted nine sub-scales. These nine scales were similar to those developed by Soh. Furthermore, the sub-scales and factor loadings obtained from the Turkish scale were observed to be similar to those of the original scale. Therefore, the sub-scale titles of the original scale were used for the sub-scales titles obtained from the Turkish form. As a result of the EFA and CFA analyses, 33 items and 9 sub-scales were concluded to be suitable for the Turkish sample.

The Teaching Style Inventory, developed by Grasha (1996) and adapted to Turkish by Bilgin, Uzuntiryaki, and Geban (2002), is also available in the literature of the field. However, the inventory developed by Grasha does not aim at measuring the creativity fostering teacher behaviours. In a further research may investigate relationship between the Teaching Style Inventory and CFTIS. Based on the creativity fostering teacher index of Cropley (1997b), Olawale, Adeniyi, and Olubela (2010) prepared a five-point likert-type scale with 45 items and nine sub-scales. Their scale was very similar to that of Soh (2000). Yet, this scale has score ranges to interpret the results. 1-10 range signifies not being creative, 11-15 range depicts being marginally creative, 16-20 range indicates being moderately creative and 21-25 range means being very creative. The overall Cronbach's Alpha reliability coefficient stood at .96. In the case of sub-scales, the lowest Alpha coefficient belongs to evaluation (.69) and the highest to frustration (.86). The reliability coefficients obtained by Olawale et al. are similar to those obtained in this study.

In conclusion, it can be recommended to the researchers who will use the scale to make their interpretation according to 33 items and 9 sub-scales. Appendix 1 contains the entire Turkish translated form of the scale with its 33 rearranged items and nine sub-scales. High points obtained from each item of the scale signify creativity fostering teach-

ing style of the teacher. The scale does not include any reverse scored item. This study was applied to teachers working in Niğde city centre. However, it should be considered that the scale can produce different results in different samples.

References/Kaynakça

- Bacon, L. D. (1997). *Using Amos for structural equation modeling in market research*. New York: Lynd Bacon & Associates, Ltd. and SPSS Inc.
- Bagozzi, R. P. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error: A comment. *Journal of Marketing Research*, 18 (3), 375–381.
- Baykul, Y. (2000). *Eğitimde ve psikolojide ölçme: Klasik test teorisi ve uygulaması*. Ankara: ÖSYM Yayınları.
- Bayram, N. (2010). *Yapısal eşitlik modellemesine giriş AMOS uygulamaları*. Bursa: Ezgi kitabevi.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238–246.
- Bilgin, İ., Uzuntiryaki, E. ve Geban, Ö. (2002). Kimya öğretmenlerinin öğretim yaklaşımlarının lise 1. ve lise 2. sınıf öğrencilerinin kimya dersi başarı ve tutumuna etkisinin incelenmesi. *V. Ulusal Fen Bilimleri ve Matematik Eğitimi Kongresi Özetler Kitapçığı* içinde (s.155). Ankara: Gazi Üniversitesi.
- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1 (3), 185–216.
- Büyükoztürk, Ş. (2002). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. Ankara: Pegem A Yayıncılık.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). New York: Rutledge, Taylor & Francis Group.
- Cropley, A. J. (1997a). *More ways than one: Fostering creativity in the classroom* (4th ed.). Greenwich, Connecticut: Ablex Publishing.
- Cropley, A. J. (1997b). Fostering creativity in the classroom: General principles. In M. A. Runco (Ed.) *Creativity research handbook* (v. 1, pp. 83–114). Cresskill, N. J.: Hampton Press.
- Eroğlu, A. (2008). Faktör analizi (3. bs.). Ş. Kalaycı (Ed.), *SPSS uygulamalı çok değişkenli istatistik teknikleri* içinde (s. 321–331). Ankara: Asil Yayın Dağıtım Ltd. Şti.
- Grasha, A. F. (1996). *Teaching with style: A practical guide to enhancing learning by understanding teaching and learning styles*. Pittsburgh, PA: Alliance Publishers.
- Hambleton, R. K., & Bollwerk, J. (1991). Adapting tests for use in different cultures: Technical issues and methods. *Bulletin of the International Testing Commission*, 18, 3–32.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Upper Saddle River, New Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Hoyle, R. H. (1995). The structural equation modeling approach: Basic concepts and fundamental issues. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 1–15). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 76–99). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Kim, A., & Lim, E. (1999, April). *How critical is back translation in cross-cultural adaptation of attitude measures?* Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, Montreal, Quebec, Canada (ERIC Document Reproduction Service No. ED430014).
- Meydan, H. C. ve Şeşen, H. (2011). *Yapısal eşitlik modellemesi AMOS uygulamaları*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Olwale, S. G., Adeniyi, E. O., & Olubela, O. I. (2010). Creativity fostering behaviour as an index of productivity and capacity building among lecturers in selected universities in Ogun and Oyo States. *Educational Research and Review*, 5 (5), 257–262.
- Oral, G., Kaufman, J. C., & Agars, M. D. (2007). Examining creativity in Turkey: Do Western findings apply? *High Ability Studies*, 18 (2), 235–246.
- Osborne, J. W., & Costello, A. B. (2004). Sample size and subject to item ratio in principal components analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 9 (11). Retrieved May 17, 2011 from the World Wide Web: <http://PAREonline.net/getvn.asp?v=9&n=11>.
- Özden, Y. (1997). *Öğrenme ve öğretme*. Ankara: Pegem Yayınları.
- Reilly, R. C., Lilly, F., Bramwell, G., & Kronish, N. (2011). A synthesis of research concerning creative teachers in a Canadian context. *Teaching and Teacher Education*, 27, 533–542.
- Schermelleh-Engel, K., & Moosbrugger, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8 (2), 23–74.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *Beginner's guide to structural equation modeling* (2nd ed.). New York: Psychology Press, Taylor & Francis Group.
- Şimşek, Ö. F. (2007). *Yapısal eşitlik modellemesine giriş temel ilkeler ve lisrel uygulamaları*. Ankara: Ekinoks.
- Soh, K. (2000). Indexing creativity fostering teacher behavior: A preliminary validation study. *Journal of Creative Behavior*, 34 (2), 118–134.
- Sungur, N. (1997). *Yaratıcı düşünce* (2. bs.). İstanbul: Evrim Yay.
- Tan, Ş. (2008). *Öğretimde ölçme ve değerlendirme*. Ankara: Pegem A Akademi Yayınları.
- Taşpınar, M. (1997). *Modüler öğretim yöntemlerinin öğretim yöntemleri dersinde öğrenci başarısına etkisi, F. Ü. Teknik Eğitim Fakültesi Örneği*. Yayımlanmamış doktora tezi, Fırat Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı, Elazığ.
- Tavşancılı, E. (2010). *Tutumların ölçülmesi ve spss ile veri analizi* (4. bs.). Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Tekin, H. (1979). *Eğitimde ölçme ve değerlendirme* (2. bs.). Ankara: Mars Matbaası.
- Torrance, E. P. (1968). *Education and the creative potential*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Torrance, E.P. (1995). *Why fly? A philosophy of creativity*. Norwood, N.J.: Ablex Publishing.
- Turgut, F. ve Baykul, Y. (1992). *Ölçme teknikleri*. Ankara: Meteksan Anonim Şirketi.

EK 1.*Yaratıcılığı Destekleyen Öğretmen İndeksi Ölçeği (YDÖİÖ)*

YÖNERGE: Her öğretmen farklı öğretim stiline sahiptir. Ayrıca, her öğretmen öğrencilerin düşüncelerini ve öğrenme problemlerini farklı bir şekilde ele alır. Bu durumda sizin öğretim stitiliniz nedir? Lütfen size en uygun olan seçeneği (X) işareti ile belirtiniz.

	Her zaman 5	Sık sık 4	Bazen 3	Nadiren 2	Hiçbir zaman 1
1	Öğrencileri kendi kendilerine öğrendikleri şeyi bana göstermeleri için cesaretlendiririm.				
2	Kendi kendilerine cevaplarını bulmaları için öğrencilerime açık uçlu sorular veririm.				
3	Sınıftaki öğrenciler fikir ve düşüncelerini paylaşma fırsatına sahiptir.				
4	Sınıftaki öğrenciler düzenli bir şekilde grup çalışması yapma fırsatına sahiptirler.				
5	Sınıftaki öğrenciler fikir ve önerileri ile derse katkı sağlamak için cesaretlendirilir.				
6	Sınıfta öğrencileri soru sormaları ve öneri yapmaları için cesaretlendiririm.				
7	Temel bilgi ve becerilerin iyi bir şekilde öğrenilmesini sınıfta öğrencilerime vurgularım.				
8	Temel bilgi ve becerilerin iyice öğrenilmesinin önemini vurgularım.				
9	Öğrencilerimin temel bilgi ve becerileri iyi öğrenmelerini onlardan beklediğimi bilirler.				
10	Öğrencilerim bir şey öne sürdüklerinde onlara daha fazlasını düşündürmek için sorular sorarım.				
11	Onlarla aynı görüşte olsam da olmasam da öğrencilerin fikirleri hakkında derhal düşüncemi söylemem.				
12	Öğrenciler fikirlerini bütünüyle araştırdıklarında ancak öğrencilerin fikirleri üzerinde yorum yaparım.				
13	Çok fazla zaman almasına rağmen öğrencilerimi farklı şeyler yapmaları için cesaretlendiririm.				
14	Sınıfta düşünmeyi cesaretlendirmek için öğrencilerimin fikirlerini irdelerim.				
15	Öğrencilerimi ilgisiz görünse bile özgürce soru sormak için cesaretlendiririm.				
16	Fikirlerin bazıları işlevsiz olsa bile farklı yönlerden düşünmeleri için öğrencilerimi cesaretlendiririm.				
17	Farklı şekillerde düşünmek için zaman isteyen öğrencilerimi severim.				
18	Öğrencilerimin güçlü ve zayıf yönlerini sınıfta paylaşmaları için onlara fırsatlar sağlarım.				
19	Doğru ya da yanlış olup olmadıklarını görmeleri için sınıfta öğrencilerin kendi kendilerini yargulamaları için onlara fırsat veririm.				
20	Öğrencilerime çalışmalarını sunmadan önce birbirlerine göstermelerine müsaade ederim.				
21	Öğrencilerimi ciddiye aldığımı bilmeleri için onların önerilerini dikkate alırım.				
22	Öğrencilerimin soruları olduğunda onları dikkatlice dinlerim.				
23	Öğrencilerimin pratik ya da faydalı olmayan önerilerini bile dinlerim.				
24	Öğrencilerim aptalca gibi görünebilen sorular sorduklarında onları sabırla dinlerim.				
25	Benden öğrendiklerini farklı durumlarda denemeleri için öğrencilerimi cesaretlendiririm.				
26	Öğrencilerimin öğrendiklerini farklı şekilde kullandıklarında onları takdir ederim.				
27	Öğrencilerimi sınıfta öğrendikleri şeyle farklı şeyler yapmaları için cesaretlendiririm.				
28	Benim gösterdiğim şeyden sapan ve kendi fikirlerini deneyen öğrencilerime itirazım yoktur.				
29	Hüsranı uğrayan öğrencilerim duygusal destek almak için bana gelebilir.				
30	Yeniden kendilerine güvenlerini kazanmaları amacıyla başarısız oldukları şeyin üstesinden gelmeleri için başarısız olan öğrencilerime yardım ederim.				
31	Öğrencilerimin hatalarından ders çıkarmalarına yardımcı olurum.				
32	Öğrenme sürecinin bir parçası olarak hüsranı uğrayan öğrencilerimi cesaretlendiririm.				
33	Başarısızlık deneyimi yaşayan öğrencilerimi diğer muhtemel çözüm yollarını bulmaları için cesaretlendiririm.				

1 ve 2 Bağımsızlık; 3, 4, 5 ve 6 Bütünleştirme; 7, 8 ve 9 Güdüleme; 10, 11, 12 ve 13 Yargılama; 14, 15, 16 ve 17 Esneklik; 18, 19 ve 20 Değerlendirme; 21, 22, 23 ve 24 Sorgulama; 25, 26, 27 ve 28 Fırsat verme; 29, 30, 31, 32 ve 33 Hayal kırıklığı.