

# İlköğretim Matematik Öğretmeni Adaylarının Öğretmen Eğitimi Programının Tutarlılığı Hakkında İnançları: Ölçek Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması\*

## Preservice Elementary Mathematics Teachers' Beliefs about The Coherence of Teacher Education Program: Scale Validity and Reliability Study

Serhat AYDIN\*\*, Derya ÇELİK\*\*\*

**Öz:** Bu araştırmannın amacı, uluslararası TEDS-M çalışmasında matematik öğretmeni adayları için geliştirilmiş olan Öğretmen Eğitimi Programının Tutarlılığı Hakkında İnançlar Ölçeği'nin (Tatto ve diğerleri, 2008) Türkçe formunun geçerlik ve güvenirligini incelemektir. Araştırma Türkiye'nin yedi bölgesinden rastgele seçilen birer üniversiteden toplam 583 ilköğretim matematik öğretmeni adayı üzerinde yürütülmüştür. Açımlayıcı faktör analizi sonucunda açıklanan toplam varyansın % 52 olduğu ve maddelerin tek faktör altında toplandığı görülmüştür. Doğrulayıcı faktör analizinde tek boyutlu modelin iyi uyum verdiği görülmüştür [ $\chi^2(571)=28,17$ , ( $sd=9$ ,  $p=0.000$ );  $\chi^2/sd=3,13$ ; RMSEA=0.08; GFI=0.93; AGFI=0.85; CFI=0.96; NFI=0.93; NNFI=0.97]. Türkçe formda bulunan maddeler ile toplam arasındaki korelasyon katsayılarının 0.65 ile 0.78 arasında değiştiği bulunmuştur. Ölçeğin iç tutarlılık güvenirlik katsayısı 0.91 olarak bulunmuştur. Bu sonuçlar ölçegin Türkçe formunun geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğunu göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Öğretmen eğitimi programının tutarlılığı, ölçek uyarlama, geçerlik, güvenirlik

**Abstract:** The aim of this research is to examine the psychometric properties of the Scale of Beliefs about the Coherence of Teacher Education Program developed for preservice mathematics teachers in the international TEDS-M Study (Tatto et al., 2008). The research was conducted on 583 future elementary mathematics teachers from different universities selected randomly from seven geographical regions of Turkey. As a result of the exploratory factor analysis, it was found that total explained variance was 52% and that the items were grouped under a single factor. Results of confirmatory factor analysis demonstrated that the scale yielded single factor as the original form and that the model was well fit [ $\chi^2(571)=28,17$ , ( $sd=9$ ,  $p=0.000$ );  $\chi^2/sd=3,13$ ; RMSEA=0.08; GFI=0.93; AGFI=0.85; CFI=0.96; NFI=0.93; NNFI=0.97]. Corrected item-total correlations ranged 0,65 to 0,78. Internal consistency coefficient was found as 0,91 for the scale. These results show that the Turkish form of the scale is a valid and reliable instrument.

**Keywords:** Coherence of teacher education program, scale adaptation, validity, reliability

### Giriş

Gelişmiş ülkeleri, gelişmekte olan veya üçüncü dünya ülkelerinden ayıran önemli bir özellik yeterli ve etkili öğretmen eğitimi programlarına sahip olmalarıdır (Azar, 2011). Finlandiya, Güney Kore ve Singapur hem ekonomik kalkınma hızı hem de öğretmen eğitimi'ne verilen önem bakımından örnek olarak gösterilebilir. Gelişmekte olan ve dünyanın 17. büyük ekonomisine sahip olan Türkiye için de öğretmen eğitimi programlarının kalitesi sürekli olarak hükümetlerin gündeminde bulunmaktadır. Örneğin, 2016 yılında Yüksek Öğretim Kurumu (YÖK) tarafından alınan yeni bir kararla öğretmen eğitimi kurumlarına öğrenci alımında “başarı sırası sınırlaması” uygulamasına geçileceği duyurulmuştur (YÖK, 2016). Bu nedenle Türkiye'deki öğretmen eğitimi programlarının kalitesini değerlendiren önemli araştırmalar yapılmıştır (Atanur Başkan, Aydin ve

\*Bu makale 113K805 no'lu proje kapsamında TÜBİTAK tarafından desteklenmiştir.

\*\*Yrd. Doç. Dr., Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, Karaman, Türkiye, e-posta: [aydins@kmu.edu.tr](mailto:aydins@kmu.edu.tr)

\*\*\*Doç. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, Trabzon, Türkiye

Madden, 2006; Aydın, 2014; Kızılçaoğlu, 2006). Öğretmen eğitimi programlarının değerlendirilmesi çok önemlidir çünkü bir eğitim programının iyi bir şekilde tasarlanması ve uygulanması kadar doğru bir biçimde değerlendirilmesi ve geliştirilmesi de gerekmektedir (Gözütok, 2001). Eğitim programları hazırlanıktan sonra uygulama aşamasında ortaya çıkan problemleri belirlemek ve bu problemlere çözüm bulmak için programların değerlendirilmesine ihtiyaç vardır (Bal, 2008). Aykaç ve Çelik (2014), eğitim programlarının uygulanmasında bir arabulucu görevi yapan öğretmenlerin ve öğretmen adaylarının algılarının ve inançlarının incelenmesinin eğitim reformlarının başarısı için büyük öneme sahip olduğu belirtmişlerdir.

Bununla birlikte, öğretmen eğitimi programının amaçlarına ulaşması için sadece uygulama esnasında ortaya çıkan sorunları çözmek yeterli değildir. Amaçlanan, uygulanan ve ulaşılan eğitim programlarının farklı kavramlar olduğu ve aralarında uyumsuzluklar bulunduğu belirtilmektedir (Bal, 2008; Demir ve Şahin, 2009; Duru ve Korkmaz, 2010; Handal ve Herrington, 2003). Dolayısıyla öğretmen eğitimi programları için amaçlanan hedefler, yapılan uygulamalar ve uygulamayla ulaşılan kazanımlar birbirinden farklı olmaktadır. Öğretmenlerin ve öğretmen adaylarının inançları, programın hedeflerine ulaşmakta kolaylaştırıcı ya da engelleyici rol oynayabilir (Aykaç ve Çelik, 2014; Gess-Newsome, 2015). Öğretmen adaylarının program hakkında olumlu düşüncelere sahip olmaları programın uygulanabilirliğini artıracak (Bartromo ve Etkina, 2009, Handal ve Herrington, 2003) ve amaçlanan, uygulanan ve ulaşılan eğitim programları birbirleriyle daha fazla örtüşecektir.

Öğretmen eğitimi programının tutarlılığının öğretmen adaylarının düşünceleri yönünden değerlendirilmesi birkaç yönden önemli bir araştırma konusudur. Öncelikle, program değerlendirme araştırmalarının programın kalitesini belirleyecek bir ölçüte odaklanması gerektiği bildirilmiştir (Wallace ve Van Fleet, 2001). İkinci olarak, tutarlılık eğitim programlarının başarısı için önemli bir esastır (Newmann, Smith, Allensworth ve Bryk, 2001b). Bu gerçekten yola çıkarak birkaç önemli araştırma yapılmıştır. İlk olarak, Chicago bölgesindeki okullarda yapılan bir araştırmada; içerik yükü hafif fakat tutarlı programlar uygulayan okulların daha fazla içerik yüklü fakat tutarsız programlar uygulayan okullardan daha başarılı olduğu gösterilmiştir (Newmann, Smith, Allensworth ve Bryk, 2001a). Tutarlılığın öğretmen eğitimi programlarının önemli bir kalite ölçüyü olduğu ve öğretmen adaylarının bu konudaki inançlarının belirlenmesi gerektiği varsayımdan hareketle uluslararası TEDS-M çalışmasında, ilköğretim matematik öğretmeni adaylarının öğretmen eğitimi programının tutarlılığıındaki düşünceleri araştırılmıştır (Tatto ve diğerleri, 2008). TEDS-M 17 ülkede 8000 üzerinde sınıf, ilköğretim ve ortaöğretim matematik öğretmen adayı üzerinde uygulanmıştır. Bu projede öğretmen eğitimi sistemlerinin kalitesinin bir göstergesi olarak öğretmen adaylarının öğretmen eğitimi programının tutarlılığıındaki düşünceleri belirlenmiş ve bu düşüncelerin başka bazı önemli değişkenlerle ilişkileri araştırılmıştır.

Öğretmen eğitiminin kalitesi ve bu kalitenin bir göstergesi olarak öğretmen adaylarının öğretmen eğitimi programının tutarlılığıındaki düşünceleri büyuyen ve gelişmekte olan bir Türkiye için şüphesiz önemli bir konudur. Bu konunun önemine rağmen Türkiye'de öğretmen eğitimi programının tutarlılığı ve bunun hakkında öğretmen adaylarının düşüncelerini araştıran bir çalışma henüz yapılmamıştır. Bu konuda yapılan çalışmalar yurt içinde olduğu gibi yurt dışında da henüz az sayıdadır. Bu nedenle, bu çalışmanın amacı TEDS-M çalışması için geliştirilmiş olan “Öğretmen Eğitimi Programının Tutarlılığı Hakkında İnançlar” ölçegini (Tatto ve diğerleri, 2008) Türkçe'ye uyarlamak ve ölçegin Türkçe formunun geçerlik ve güvenirligini araştırmaktır.

## **Yöntem**

Bu çalışmada Türkçe uyarlaması yapılmış olan bir ölçegin geçerlik ve güvenirlilik analizleri yapılmıştır. Bu amaçla betimleyici bir yöntem olan karşılaştırmalı tarama modeli kullanılmıştır (Büyüköztürk, 2007). Tarama modelinde belirlenmiş bir grubun bir konu hakkındaki yetenek, bilgi ve inançlarını ortaya çıkarmak mümkündür (Frankael ve Wallen, 2003). Karşılaştırmalı araştırma yönteminde ise farklı eğitim birimlerini karşılaştırarak, faydalı rol modeller bulabilmek, kendi eğitim birimine dışarıdan bakabilmek ve farklı etkin perspektifleri görerek çok boyutlu

yaklaşım geliştirebilmek gibi yararlar sağlamak mümkündür (Aydın, 2014). Bu araştırmalarda karşılaştırma birimi olarak ülkelerin eğitim sistemleri seçilebildiği gibi eğitim kurumlarını veya eğitim alan ya da veren bireyleri seçmek te mümkündür. (Bray, Adamson ve Mason, 2014). Bu çalışmada karşılaştırma birimi olarak farklı üniversitelerin eğitim fakültelerinde yer alan ilköğretim matematik öğretmenliği programının son sınıfında okumakta olan öğretmen adayları seçilmiştir.

### **Çalışmanın Evreni ve Örneklemi**

Bu çalışmada Türkçe uyarlamasının geçerlik ve güvenirliği test edilen orijinal TEDS-M “Öğretmen Eğitimi Programının Tutarlılığı Hakkında İnançlar” ölçeği ilköğretim ve ortaöğretim matematik öğretmeni adayları için geliştirilmiş olduğu için bu çalışmanın evreni, Türkiye’deki ilköğretim matematik öğretmenliği programlarında okuyan tüm son sınıf ilköğretim matematik öğretmeni adaylarıdır (İMÖA). Bu çalışmayı içine alan daha büyük bir projenin amacı, Türkiye’nin tüm coğrafi bölgelerini dengeli bir şekilde %25 oranında temsil edebilecek 21 üniversitelik bir örneklemden veri toplayarak Türkiye’deki aday öğretmenlerin inançlarını TEDS-M araştırmasına katılmış diğer ülkelerdeki aday öğretmenlerle karşılaştırmaktır. Bu amaçla, 21 üniversitelik ulusal düzeyde bu projede kullanılacak olan ölçegin Türkçe uyarlamasının geçerlik ve güvenirliği daha küçük ve her coğrafi bölgeden sadece bir üniversite seçerek oluşturulan 7 üniversitelik bir örneklemde araştırılmıştır. Çalışmanın örneklemi Tablo 1’de gösterilmektedir. Çalışmanın örnekleminde Türkiye’deki 7 farklı coğrafi bölgenin herbirinden birer üniversite olmak üzere toplam 7 üniversitede okuyan 583 son sınıf İMÖA yer almaktadır. Üniversiteler her coğrafi bölgede ilköğretim matematik öğretmenliği programı barındıran üniversiteler belirlenerek bunlar arasından rastgele örneklemeye yoluyla SPSS programında Complex Samples menüsü kullanılarak seçilmiştir. Seçkisiz örneklemde sadece her coğrafi bölgenin içinden seçilecek bir üniversitede belirlemek için kullanılmıştır. Çalışma bu şekilde seçilen üniversiteler içerisinde tüm ilköğretim matematik öğretmeni adaylarına duyurulmuş ve bu üniversitelerde çalışmaya gönüllü katılmak isteyen tüm son sınıf ilköğretim matematik öğretmeni adayları çalışmaya dahil edilmiştir. Çalışmaya katılan adaylar ölçüye son sınıfın ikinci döneminde Mayıs ve Haziran aylarında, dersler içerisinde hem dersin öğretim elemanı hem de araştırmacıların hazır bulunduğu ortamlarda doldurmuşlardır. Katılımcıların kişisel bilgileri toplanmamış, üniversite isimleri de etik nedenlerle gizlenmiştir.

**Tablo 1**  
**Çalışmanın Örneklemi**

Değişken	Kategori	Frekans	Yüzde %
Coğrafi Bölge	Akdeniz	54	9.3
	Doğu Anadolu	41	7.0
	Ege	97	17.0
	Güneydoğu Anadolu	50	8.6
	İç Anadolu	71	12.0
	Karadeniz	175	30.0
	Marmara	95	16.0
Cinsiyet	Kadın	399	68.4
	Erkek	184	31.6
Öğretim Programı	1. Öğretim	259	44.4
	2. Öğretim	219	37.6
	Eksik	105	18.0

Örneklemdeki 583 İMÖA'dan 399'u (%68.4) kadın, 184'ü (%31.6) erkektir. Katılımcılardan 259'u (%44.4) birinci öğretim, 219'u (%37.6) ikinci öğretimde öğrenim görmektedir. Geriye kalan 105 (%18) İMÖA'nın öğrenim gördüğü program türü bilgisi eksiktir.

### **Veri Toplama Aracı**

“Öğretmen Eğitimi Programının Tutarlılığı Hakkında İnançlar” ölçüği uluslararası Matematik Öğretmeni Eğitimi ve Gelişimi, *Teacher Education and Development Study in Mathematics* (TEDS-M) çalışmasında geliştirilmiş ve Amerika, Kanada, Rusya, Almanya ve Çin dâhil 17 farklı ülkede son sınıfı okuyan matematik öğretmeni adaylarının okudukları öğretmen eğitimi programının tutarlılığı hakkındaki inançlarını ortaya çıkarmak ve bu şekilde öğretmen eğitimi programlarının etkinlik ve çıktılarını belirlemek ve ülkeler arasında karşılaştırmak için kullanılmıştır (Tatto ve diğerleri, 2008). Ölçeğin orijinal adı “*Beliefs About Teacher Education Program Coherence*” olarak bildirilmiştir. Ölçek daha önce Türkçe'ye uyarlanmamış olduğundan ölçek sahiplerinden izin alınarak ölçeğin Türk kültürüne uyarlanması gerçekleştirilmiştir. Söz konusu ölçek 6 maddeden oluşmakta olup (1) Katılmıyorum (2) Kısmen Katılmıyorum, (3) Kısmen Katılıyorum ve (4) Katılıyorum şeklinde 4'lü Likert tipi bir derecelendirmeye sahiptir. Ölçekten elde edilen puanın yüksek olması öğretmen adayının öğretmen eğitimi programının tutarlılığı hakkındaki inançlarının olumlu olduğunu, yani programı tutarlı bulduğunu göstermektedir. Orijinal ölçeğin tek faktörlü yapıda olduğu ve bu yapı için DFA uyum indekslerinin CFI=0.99 ve RMSEA=0.058, faktör yük değerlerinin 0.78 – 0.89 aralığında ve iç tutarlılık katsayısının  $\alpha=0.96$  olduğu bildirilmiştir (Bankov ve diğerleri, 2013). Ölçeğin Türkçe formu makalenin ekler bölümünde verilmiştir.

### **İşlem**

Uyarlama çalışmasında öncelikle ölçek sahiplerinden yazılı izin alınmıştır. Ölçek, Uluslararası Eğitim Başarısını Değerlendirme Birliği'ne (International Association for the Evaluation of Educational Achievement) aittir. Daha sonra ölçek İngilizce'den Türkçe'ye TIMMS, PISA ve TEDS-M çalışmalarında da kullanılan (Aydın, 2014) çoklu tercüme ve çoklu düzeltme yöntemini kullanarak tercüme edilmiştir. Bu yöntemle ilgili alanda, dilde ve ölçme değerlendirmede uzman üç tercümana ayrı ayrı tercümeler yaptırılmıştır. Sonra, bu tercümeler bir tercüme matrisinde birleştirilmiştir. Tercüme matrisi makalenin Ekler bölümünde Ek 2'de verilmiştir. Bu matrisi yine ilgili alan, dil ve ölçme değerlendirmede uzman kişiler inceleyerek düzeltme önerilerinde bulunmuştur. Farklı uzmanlardan gelen düzeltme önerileri de araştırmacılar tarafından bir matriste birleştirilmiştir. Daha sonra araştırmacılar İngilizce dili, Türkçe dili ve eğitim bilimleri uzmanlarıyla bir araya gelerek tercüme ve düzeltme matrislerini incelemiş ve tek bir tercüme forma indirgemışlardır. Bu form daha sonra, bu çalışma için seçilen yedi üniversitede son sınıfı okuyan 583 ilköğretim matematik öğretmeni adayından oluşan örneklemden veri toplayarak geçerlik ve güvenirlilik analizleri için kullanılmıştır.

Uyarlama sürecinde daha sonra ölçeğin Türkçe formunun geçerlik kanıtları olarak açımlayıcı faktör analizi (AFA) ve doğrulayıcı faktör analizi (DFA) yapılmıştır. Eldeki veri setinin faktör analizlerine uygunluğunu belirlemek için normalite testleri yapılmış, kayıp ve uç değerler belirlenmiş, çoklu doğrusallık ve tekilik testleri yapılmıştır. Bu testlerden sonra örneklem büyüğünün faktör analizine uygunluğunu belirlemek için katılımcı sayısına, katılımcı sayısı-madde sayısı oranına, KMO testi ve Bartlett küresellik testi sonuçlarına bakılmıştır. Veri setinin faktör analizlerine uygunluğu belirlendikten sonra AFA testlerine geçilmiştir. Açılıyıcı faktör analizinde (AFA) açıklanan toplam varyans miktarı ve her bir maddenin faktör yük değerleri ve ortak faktör varyansına beraber bakarak ölçeğin bütünü ve her bir madde yorumlanmıştır. Daha sonra aynı veri seti üzerinde yapılan doğrulayıcı faktör analizinde (DFA) birden fazla uyum parametresine bakılmıştır. Ölçeğin Türkçe formunun güvenirlilik kanıtları olarak düzeltilmiş madde toplam koreasyonlarına, Cronbach alfa, Mc Donald Omega ve GLB katsayılarına bakılmıştır.

## Bulgular

### Yapı Geçerliği

Öğretmen eğitimi programının etkinliği hakkında inançlar ölçüğünün yapı geçerliğini saptamak amacıyla uygulamadan elde edilen aynı veri setine açımlayıcı faktör analizi (AFA) ve doğrulayıcı faktör analizi (DFA) yapılmıştır.

#### *Veri Setinin Faktör Analizine Uygunluğunun Belirlenmesi*

Öncelikle veri setinin faktör analizlerine uygunluğu incelenmiştir. Bu doğrultuda veri seti için normallik, kayıp değerler, uç değerler, çoklu doğrusallık ve tekilik testleri, örneklem büyülüğu testleri, Bartlett küresellik testi ve korelasyon testleri (madde-madde ve anti-image) yapılmıştır. Bu çalışmada veri setinin normallik varsayımini karşılayıp karşılamadığı sadece tek değişkenli normallik için test edilmiştir. Faktör analizlerinde tek değişkenli normallik yanında çok değişkenli normal dağılım varsayıminin da ölçülmesi gerektiği bildirilmekle beraber çok değişkenli normalliğin sağlanmasıının çoğu zaman mümkün olmadığı, bu durumun faktör analizlerinin bulduğu çözümün değerini azalttığı fakat yine de tek değişkenli normallik varsayımlarını sağlayarak yapılan çözümlerin geçerli ve önemli olduğu bildirilmiştir (Tabachnick ve Fidell, 2001). Büyüköztürk (2007), faktör analizleri için normallik testlerinin daha katı varsayımları olan ve SPSS programında yapılabilen Kolmogorov-Smirnov veya Shapiro-Wilk gibi testler yerine maddeler ve ölçegin tamamı için basıklık ve çarpıklık değerlerinin -1 ve 1 aralığında olup olmadığına bakarak yapılabileceğini bildirmiştir. Dolayısıyla bu çalışmada normallik testleri olarak bakılan çarpıklık ve basıklık değerleri sonucunda tüm maddeler ve ölçegin tamamı normal dağılım gösterdiği için faktör analizlerine uygun olduğu yorumu yapılmıştır (Rosnow ve Rosenthal, 2008). Maddeler içerisinde sadece C ve E maddelerinin çarpıklık konusunda sınıra yakın değerler aldığı görülmüştür (Çarpıklık[C]=-0.969 ve Çarpıklık[E]=-1,011). Diğer maddeler için çarpıklık katsayısı -0.119 [C maddesi] ve -0.791 [B maddesi] ve basıklık katsayısı -0.031 [F maddesi] ile -0.477 [B maddesi] arasında bulunmuştur. Veri seti için kayıp değer oranları maddelere göre % 0 ile % 0.51 arasında değişirken; toplam 4 katılımcıda kayıp değerler olduğu görülmüştür. Kayıp değer içeren katılımcıların cevaplarının analizden çıkartılmasına karar verilmiştir. Uygulamadan elde edilen veri setinden ( $n=583$ ) ayrıca 8 uç değer çıkarılmıştır. Veri seti için yapılan analiz sonucunda, maddeler arası korelasyon katsayılarının 0.32 ile 0.62 arasında değiştiği ve veri seti için çoklu doğrusallık ve tekilik sorunun olmadığı belirlenmiştir (Şekercioğlu, 2009).

Daha sonra örneklem büyülüğünün faktör analizine uygunluğuna karar vermek için üç farklı ölçüt kullanılmıştır. Birinci ölçüt sadece örneklem büyülüğüne bakmaktadır ve 571 kişilik örneklem büyülüğu çok iyi düzeydedir (Comrey ve Lee, 2013). İkinci ölçüt olarak örneklem büyülüğu – madde sayısı oranına bakılabilir. Araştırmacılar, örneklem büyülüğü için yeterli sayının, en az değişken (madde) sayısının beş ya da onla çarpılmasıyla elde edilen sayı olduğunu belirtmişlerdir (Bryman ve Cramer, 2001). Buna göre 6 madde için en az 30 – 60 kişilik bir örneklem yeterli olurken bu çalışmadaki örneklemenin çok büyük bir örneklem ( $n = 571$ ) olduğu söylenebilir. Yeterli örneklem büyülüği için üçüncü olarak Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) testinin sonucuna bakılabilir. KMO testi 0 – 1 aralığında sayısal bir değer verir ve örneklem büyülüğünün faktör analizine uygunluğunu açıklar. KMO testi sonucunda bulunan 0.82 değerine göre veri seti faktör analizine iyi uyum göstermektedir (Şencan, 2005).

Faktör analizlerinin yapılabilmesi için veri setindeki maddeler arasındaki korelasyonların yeterli olması gerekmektedir. Bunu kontrol etmek amacıyla Bartlett küresellik testi yapılır. Test sonucunda bir Ki-kare değeri elde edilir fakat testin sonucunun yorumlanması için pratikte anlamlılık değerine bakılır ve anlamlılık değeri 0.05'ten küçük ise veri setindeki değişkenlerin(maddelerin) tutarlı olduğu, korelasyon matrislerinin birim matristen anlamlı düzeyde farklılığı, tüm korelasyon katsayıları sıfır eşittir yokluk hipotezinin reddedilmesi gerektiği (Pett, Lackey ve Sullivan, 2003; s. 77) ve bu veri setinden faktör çıkarılabilceği yorumu yapılır (Şencan, 2005). Ölçege uygulanan Bartlett testi için anlamlılık ( $p$ ) değeri 0,05'ten küçük

çıktığı için maddeler arası korelasyonların sıfıra eşit olmadığı ve Bartlett küresellik testi sonuçlarına göre eldeki veri setine açımlayıcı faktör analizi uygulanabileceği yorumu yapılmıştır.

Ayrıca, faktör analizlerine başlamadan önce eldeki ölçüye ait faktör yapısı biliniyorsa, veri setinin faktör analizine uygunluğunu test etmek amacıyla her faktör için ayrı ayrı korelasyon matrislerine (madde-madde ve anti-image) bakılabilir. Bir diğer olasılık faktör analizlerinde ortaya çıkan faktör yapısına bakarak her faktör için korelasyon matrislerini kontrol etmektir. Bu şekilde faktör analizine daha başlamadan analize uygun olmayan maddeler belirlenmiş olacaktır. Bu maddeler faktör analizine başlamadan önce çıkartılabilir. Aynı faktör içinde madde madde korelasyonları 0.3'ten küçük veya istatistiksel açıdan önemsiz ( $p > 0.05$ ) maddelerde sorun olduğu düşünülür (Günük ve Kayri, 2010) ve faktör analizine bu maddeler ile devam edilmez. Ayrıca anti-image korelasyon matrislerinde köşegende yer alan değerlerin düşük olması ( $< 0.50$ ) durumunda bu maddeler ile faktör analizine devam edilmez (Altunışık, Coşkun, Bayraktaroğlu ve Yıldırım, 2010).

Madde-madde ve anti-image korelasyonlarına bakıldığından sorunlu maddelerin bulunmadığı görülmektedir. Bu yüzden bu maddeler ile faktör analizine devam edilebileceği söylenebilir. Madde-madde korelasyonları bakımından yeterli olmakla beraber diğer maddelere göre en zayıf olan madde A maddesi sonradan B maddesidir. Faktör analizinde ilk aşamalarda eğer madde çıkartılması gerekirse bu maddelerden başlanması gerektiği söylenebilir. Sonuç olarak, ölçeğin uygulanmasından elde edilen veri setinin tüm maddelerle açımlayıcı faktör analizine uygun olduğu görülmektedir.

#### *Açımlayıcı Faktör Analizinin Yapılması ve Yorumlanması*

Uyarlaması yapılan bir ölçek için faktör yapısının açımlayıcı tekniklerle test edilmesinin ardından doğrulayıcı tekniklerle doğrulanması ya da reddedilmesinin arzu edilen bir durum olduğu bildirilmiştir (Şekercioğlu, 2009). Ayrıca AFA'nın, psikometrik yapıyla kuramsal yapının örtüşüp örtüşmediğini sorgulamak ve maddelerin ölçüye katkısını anlamak için DFA'dan önce daha kolay bilgi sağladığı bildirilmiştir (Green, Salkind ve Akey, 1997). Bu nedenlerle veri setinin faktör analizine uygunluğu ortaya konulduktan sonra eldeki veri setine önce AFA uygulanmıştır. AFA'da faktörleşme tekniği olarak temel bileşenler analizi kullanılmıştır. Faktör sayısı tüm durumlarda bir olarak bulunduğu için döndürmeye ihtiyaç kalmamıştır. Daha sonra açımlayıcı faktör analizinde kaç tane faktörün tutulacağı sorusunun yanıtı aranmıştır. Açımlayıcı faktör analizinde bu amaçla temel olarak i) dört farklı test yapılmakta, ii) açıklanan toplam varyans miktarına, iii) faktör yük değerlerine veya ortak faktör yük değerlerine bakılmaktadır.

Açımlayıcı faktör analizinde tutulacak faktör sayısını belirlemek için SPSS programında standart olarak iki test yapılmaktadır. Bu testlerden birincisinde birden büyük özdeğer veren faktör sayısını belirlenmektedir. İkincisinde ise yamaç birikinti grafiğinde eğimin bir anda azaldığı faktör sayısına bakılmaktadır. Bu yöntemlerden ilki matematiksel olarak kesinlik ifade ediyor gibi göründüğü halde özdegeri 1.001 olan ve 0.999 olan faktörleri ayırt etmek sezgisel açıdan çok mantıklı görünmemektedir. İkinci yöntem ise öznel yorumları içermektedir. Bunlarla birlikte SPSS'te standart olarak sunulmayan fakat ilave komut satırları ile kullanılabilen iki test daha vardır. Bu testler ilk iki testten daha objektif ve etkilidir ve özellikle dördüncü yöntem olan paralel analiz (PA) yöntemi sezkisiz oluşturulan farklı keyfi örneklerde simülasyon yaparak faktör sayısını belirlemede diğer yöntemlerden daha kesin ve güvenilir sonuçlar vermektedir (Ledesma ve Valero-Mora, 2007). Burada bahsedilen dört test şunlardır:

- i.) K1- Kaiser'in birden büyük özdeğer (eigenvalue) kuralı
- ii.) Cartell'in scree plot (yamaç birikinti grafiği) yöntemi
- iii.) Velicer'in MAP (Minimum Average Partial) testi ve
- iv.) Horn'un paralel analizi.

Bu çalışmada dört test birlikte kullanılmıştır. Böylelikle daha sağlam ve yansız sonuçlar elde edilmiştir. Bu testlerden elde edilen sonuçlara göre dört testin tamamı ölçek için tek faktörlü bir psikometrik yapı ortaya koymaktadır.

Açımlayıcı faktör analizinde tutulacak faktör sayısını belirlemek için SPSS programından yararlanarak kullanılabilecek bir başka ölçüt her bir faktör tarafından açıklanan toplam varyans

miktarına bakmaktadır. Açıklanan toplam varyans miktarı kaç tane faktörün tutulması gereğiyle ilgili fikir vermektedir. Faktörler tarafından açıklanan toplam varyans miktarı aslında ölçeğin bütününe ait psikometrik niteliklerin seçilen sayıda faktör tarafından ne ölçüde korunduğunu ifade eder. Bu noktada yazarlar tarafından çeşitli keyfi ölçütler geliştirilmiştir. Bir yaklaşıma göre toplam varyans miktarının 2/3 ‘ünü (% 66) ilk olarak açıklayan kadar faktör tutulmalıdır. Bir başka yaklaşıma göre de toplam varyansın % 50’sini açıklayan faktör sayısı önemlidir ve tutulmalıdır (Şekercioğlu, 2009). Bir başka ölçüte göre de sosyal bilimlerde faktör sayısı toplam varyansın % 30’unu bile açıklasa yeterli kabul edilebilir (Büyüköztürk, 2007). Bu ölçütlerle değerlendirildiğinde AFA sonuçlarına göre ölçek % 52’lik açıklanan toplam varyans miktarı bakımından tek faktörlü yapıda bulunmuştur

Açımlayıcı faktör analizinde tutulacak faktör sayısını belirlemek için SPSS programından yararlanarak kullanılabilen bir başka ölçüt her bir faktör altında yer alan maddelerin faktör yük değerleri ve ortak faktör varyanslarına bakmaktadır. Konuya ilgili bir çalışmada, her bir faktör altında maddelerin yük değerlerinin ve ortak faktör varyanslarının en az 0.40 olması ve aynı maddenin diğer faktörler altındaki yük değerinin 0.30 altında olması gereği bildirilmiştir (Beavers, Lounsbury, Richards, Huck, Skolits ve Esquivel, 2013). AFA sonuçlarına göre, maddeler 0.65 – 0.78 aralığında yük değerleri almıştır. Buna göre ölçek tek faktörlü yapıda kabul edilebilir.

Tablo 2  
Açımlayıcı faktör analizi sonuçları

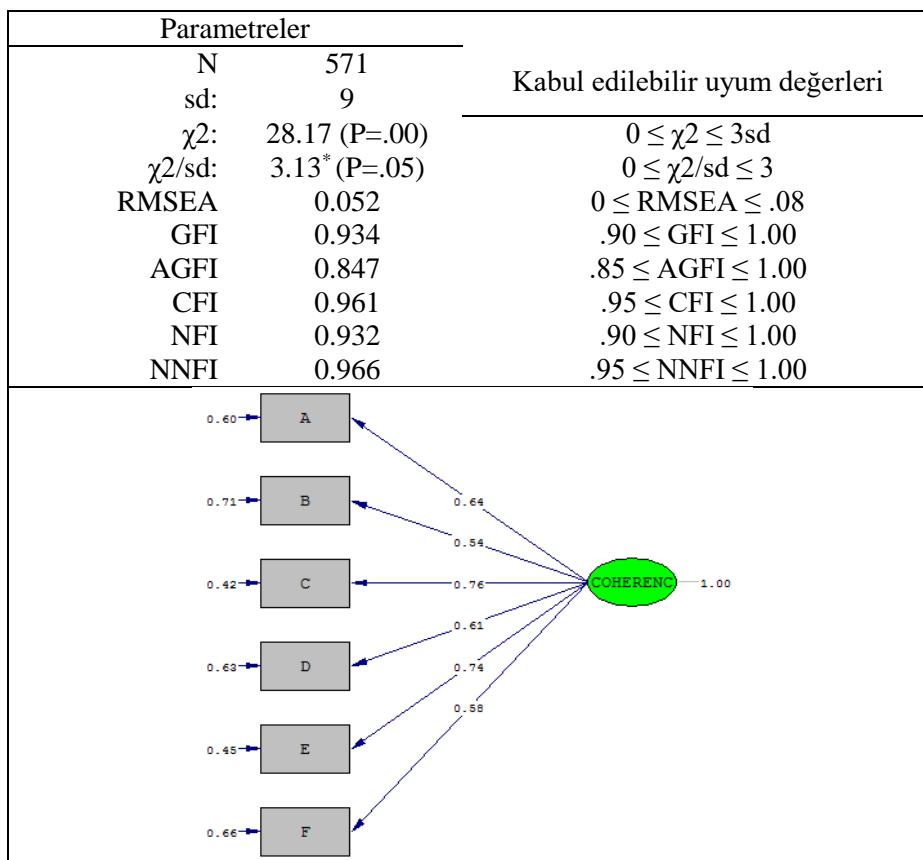
	KMO	.823
	BARTLETT	.000
	Tutulacak faktör sayısı	
Kaiser's	1	
Cartell's	1	
Velicer's	1	
Horn's	1	
Faktörler tarafından açıklanan toplam varyans %		
		Faktör Yük Değerleri
A	Programın her bir aşaması, eğitimimin o aşamasında duyduğum temel ihtiyaçları karşılamak üzere planlanmış gibiydi.	0.691
B	Programda daha sonra yer verilen dersler, önceki derslerde öğretenler üzerine inşa ediliyordu.	0.653
C	Program, nitelikli bir öğretmen olmak için gerek duyduğum her şeyi kapsayacak biçimde düzenlenmişti.	0.784
D	Dersler içerik ve konular bakımından mantıksal bir gelişim sırası takip ediyordu.	0.721
E	Derslerimin her biri görevde yeni başlayan bir öğretmenden beklenen ortak bekłentileri karşılayacak şekilde tasarlanmıştı.	0.769
F	Öğretmen eğitimi programındaki derslerin çoğu açık bir şekilde birbirleriyle ilişkiliydi.	0.684

AFA'da kullanılan tüm yöntemlerin sonuçları Tablo 2'de gösterilmektedir. Tablo 2'de yer alan farklı parametreler beraber yorumlandığı zaman ölçeğin tek faktörlü yapıda kullanılabileceği görülmektedir.

#### *Doğrulayıcı Faktör Analizinin Yapılması ve Yorumlanması*

Doğrulayıcı faktör analizi (DFA) bilinen bir faktör yapısını doğrulamak için kullanılır (Santor, Haggerty, Lévesque, Burge, Beaulieu, Gass ve Pineault, 2011). Analizin ismi de bu anlamı ifade etmektedir. Bilinen faktör yapısı yazından öğrenilebileceği gibi daha önce yapılan bir AFA ile de belirlenebilir. Doğrulayıcı faktör analizi aslında bir tür basit yapısal eşitlik modeli (YEM)

(*Structural Equation Modelling*) çalışmasıdır ve diğer tüm YEM çalışmalarında olduğu gibi burada da ilk hedef verinin bilinen yapıya(modele) uyum parametrelerini belirlemektir (Sümer, 2000). Modele uyum sağlanması durumunda modelin sağladığı parametrelerin ölçegin niteliklerini doğru tanımladığı düşünülür (Çokluk, Sekercioğlu ve Büyüköztürk, 2016). Bu çalışmada DFA Lisrel 8.8 programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Elde edilen sonuçlar Şekil 1'de verilmiştir.



Şekil 1. Doğrulayıcı Faktör Analizi Sonuçları

DFA sonuçları yorumlanırken birden fazla uyum indeksinin aynı anda kullanılması ve bu şekilde her birinin güclü yönlerinden yararlanması önerilmektedir (Çokluk ve diğerleri, 2016). Bu amaçla çalışmada; Ki-Kare ( $\chi^2$ ), Yaklaşık Hataların Ortalama Karekökü (RMSEA), İyilik Uyum İndeksi (GFI), Düzeltilmiş İyilik Uyum İndeksi (AGFI), Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI), Normlaştırılmış Uyum İndeksi (NFI) ve Normlaştırılmamış Uyum İndeksi (NNFI) birlikte kullanılmıştır. Modele ilişkin DFA sonuçları şöyledir: [ $\chi^2(571)=28.17$ , ( $sd=9$ ,  $p=0.000$ );  $\chi^2/sd=3.13$ ,  $RMSEA=0.08$ ;  $GFI=0.93$ ;  $AGFI=0.85$ ;  $CFI=0.96$ ;  $NFI=0.93$ ;  $NNFI=0.97$ ].

DFA sonuçları incelendiğinde  $\chi^2/sd$  değerinin 3.13 olduğu ve orta dü-zeyde uyum gösterdiği görülmüştür (Sümer, 2000). Diğer yandan RMSEA değerinin 0.08 olması iyi uyum bildirmektedir (Şimşek, 2007). Diğer parametreler olan GFI, AGFI, CFI, NFI ve NNFI yönünden de model iyi uyum göstermiştir (Sümer, 2000; Tabachnick ve Fidell, 2001). Tüm değerler birlikte düşünüldüğünde DFA sonuçlarına göre 6 maddelik ölçegin Türkçe formu tek faktörlü yapı ortaya koymaktadır. DFA sonuçlarına göre zayıf madde bulunmamıştır.

### Güvenirlilik Analizinin Yapılması ve Yorumlanması

#### *Madde–Toplam korelasyonları*

Güvenirlilik analizi ilk olarak madde–toplasm korelasyonlarına bakılmıştır. Madde–toplasm korelasyonları maddelerin ölçek içerisinde ne kadar sağlıklı olduğunu ve tüm maddelerin hangi aralıktan ölçülen örtük özellik ile ilişkili olduğunu göstermek açısından yararlı bilgiler sunmaktadır. Tablo 3’te madde–toplasm korelasyonları gösterilmektedir. Madde–toplasm korelasyonu (nokta çift serili korelasyon) klasik test kuramında maddenin ayırt edicilik parametresi olarak ifade edilir ve 0.30 üzerindeki değerler için maddenin ayırt etme kalitesinin yeterli olduğu yorumu yapılabilir (Derebaşı, 2004).

Tablo 3  
Madde–Toplam Korelasyonu

	A	B	C	D	E	F
Ölçek	0.697	0.646	0.783	0.707	0.776	0.676

Tablo 3’e bakıldığı zaman madde–toplasm korelasyonlarının 0.646 ve 0.783 arasında değiştiği görülmektedir. Bu sonuç tüm maddelerin ölçek içerisinde iyi çalıştığını göstermektedir.

#### *Cronbach alfa, McDonald omega ve GLB katsayıları*

Ölçeğin iç tutarlığını belirlemek amacıyla veri seti üzerinde nokta ve güven aralıkları için sadece paralel veya eşdeğer ölçmeye uygun olan Cronbach Alfa yerine gerçek hayatı konjenerik verilere daha uygun olan Mc Donald Omega ve GLB (greatest lower bound) katsayılarının kullanılması önerilmektedir (Dunn, Baguley ve Brunsden, 2013; Peters, 2014). Buna rağmen bilimsel çalışmalarında genel olarak sadece alfa katsayısı hesaplanmaktadır (Peters, 2014). Bu genel eğilimin aksine, çalışmada alfa yanında Omega ve GLB değerleri de bulunmuştur. Bu analizler açık kaynak kodlu R programında yapılmıştır. Nokta kestirimleri yanında güven aralıklarına, oran ölçüği kestirimleri yanında sıralama ölçüği varsayıma göre kestirimlere de bakılmıştır. Güvenirlilik analizi sonuçları Tablo 4’te verilmiştir.

Tablo 4  
Cronbach alpha ve Mc Donald omega Güvenirlilik Değerleri

Omega GLB	Oran ölçüği kestirimleri			Sıralama ölçüği kestirimleri					
	Nokta kestirimleri		Güven aralıkları		Nokta kestirimleri		Güven aralıkları		
	Omega	Alfa	Omega	Alfa	Omega	Alfa	Omega	Alfa	
$\Omega$	GLB	$\alpha$	$\Omega$	$\alpha$	$\Omega$	$\alpha$	$\Omega$	$\alpha$	
Ölçek	0.93	0.91	0.91	[0.92, 0.96]	[0.90, 0.92]	0.94	0.92	[0.94, 0.97]	[0.91, 0.93]

Tablo 4’te gösterilen hesaplamlara göre hem nokta hem de güven aralığı ve ayrıca omega, alpha ve GLB katsayılarının tamamı 0.90 değerinin üzerindedir. Bu değerlere göre ölçek 0.80’lik alfa, omega veya GLB değerlerinin yeterince yüksek olduğunu bildiren alan yazındaki kaynaklara göre yüksek düzeyde güvenilir bulunmuştur (Peters, 2014).

### Sonuç ve Tartışma

Bu araştırmanın amacı uluslararası TEDS-M çalışması için geliştirilmiş Öğretmen Eğitimi Programının Tutarlılığı Hakkında İnançlar Ölçeğini (Tatto ve diğerleri, 2008) Türk kültürüne uyarlamak ve ölçegin Türkçe formunun geçerlik ve güvenirligini incelemektir. Uyarlama

sürecinde çoklu tercüme ve çoklu düzeltme yöntemi kullanılmıştır. Bu amaçla matematik eğitimi, İngilizce ve ölçme değerlendirmede uzman üç tercümana ayrı ayrı tercümeler yaptırılmıştır. Düzeltmeler de yine üç farklı uzman tarafından yapılmış ve sonra araştırmacılar tarafından tek bir Türkçe formda birleştirilmiştir.

Daha sonra ölçek Türkiye'nin yedi farklı bölgesinden rastgele seçilen birer üniversiteden toplam 583 ilköğretim matematik öğretmeni adayı üzerinde uygulanmıştır. Bu uygulamadan elde edilen veri setinin öncelikle faktör analizlerine uygunluğu araştırılmıştır. Bu amaçla sırayla; veri setinin normalilik varsayımlarını ihlal etmediği ortaya konulmuş (Rosnow ve Rosenthal, 2008), faktör analizini etkileyebilecek düzeyde kayıp ( $n=4$ ) ve uç değerler ( $n=8$ ) atılmış (Howell, 2007; Tabachnick ve Fidell, 2007), maddeler arası korelasyonların çoklu doğrusallık ( $r > 0.90$ ) ve tekilik sorunları ( $r = 1$ ) göstermediği belirlenmiştir (Şekercioğlu, 2009). Daha sonra veri setindeki örneklem büyülüğünün katılımcı sayısı ( $n=571$ ) bakımından (Comrey ve Lee, 2013), katılımcı sayısı - madde sayısı oranı (6 madde ve 571 katılımcı) bakımından (Bryman ve Cramer, 2001) son olarak ta hesaplanan KMO değeri 0.82 bakımından faktör analizlerine iyi uyum gösterdiği belirlenmiştir. Bartlett küresellik testi sonucu için anlamlılık ( $p$ ) değeri 0,05'ten küçük çıktıgı (Şencan, 2005) ve madde-madde korelasyon matrisinin incelenmesi sonucunda aralarında çok az ilişkili ( $r < 0.3$ ) maddeler ve anti-image korelasyon matrisinde köşegende 0.5'ten küçük değerler bulunmadığı için (Altunışık ve diğerleri, 2005; Gündüz ve Kayri, 2010) faktör analizlerine devam edilebileceği yorumları yapılmıştır.

Eldeki veri setinin faktör analizlerine uygunluğu anlaşıldıktan sonra ölçegin Türkçe formunun yapı geçerliliği kanıtlarını toplamak amacıyla AFA ve DFA uygulanmıştır. Açımlayıcı faktör analizinde tek faktörlü yapının toplam varyansın % 52'lik önemli bir bölümünü açıklayabildiği (Büyüköztürk, 2007; Şekercioğlu, 2009) maddelerin faktör yüklerinin 0.65 – 0.78 arasında değiştiği ve bu değerlerin kabul edilebilir aralıkta olduğu görülmüştür (Beavers ve diğerleri, 2013). Kaiser, Cartell, Velicer ve Horn testlerinin tamamı yine ölçegin Türkçe formunun tek faktörlü yapıda olduğunu ortaya koymuştur (Ledesma ve Valero-Mora, 2007). Doğrulayıcı faktör analizinde tek faktörlü yapı için uyum indeksleri [ $\chi^2(571)=28.17$ , ( $sd=9$ ,  $p=0.000$ );  $\chi^2/sd=3.13$ , RMSEA=0.08; GFI=0.93; AGFI=0.85; CFI=0.96; NFI=0.93; NNFI=0.97] olarak bulunmuştur. Orijinal ölçegin tek faktörlü yapıda olduğu ve bu yapı için DFA uyum indekslerinin CFI=0.99 ve RMSEA=0.058, faktör yük değerlerinin 0.78 – 0.89 aralığında olduğu bildirilmiştir (Bankov ve diğerleri, 2013). DFA uyum indeksi sınırları (Sümer, 2000; Tabachnick ve Fidell, 2001) dikkate alınarak ölçegin özgün faktör yapısıyla Türkçe formunun faktör yapısı karşılaştırıldığında ölçegin Türkçe formunun orijinal ölçegin faktör yapsına yakın sonuçlar verdiği görülmüştür.

Daha sonra ölçegin Türkçe formu için güvenirlilik kanıtları aranmıştır. Ölçekteki maddelerin düzeltilmiş madde-toplam korelasyonu değerlerinin 0.65 ve 0.78 arasında değiştiği görülmüştür. Bu değerler ölçekteki maddelerin sorunsuz bir şekilde çalıştığını göstermektedir (Kalaycı, 2010). Ölceğin genel Cronbach alfa iç tutarlılık katsayısının 0.91 olduğu görülmüştür. Orijinal ölçegin iç tutarlılık katsayısının  $\alpha=0.96$  olduğu bildirilmiştir (Bankov ve diğerleri, 2013). Tezbaşaran (1996), araştırmalarda 0.70 güvenirlilik düzeyinin bile yeterli olduğunu bildirmiştir. Bu ölçüte göre ölçegin Türkçe formunun iç tutarlığının original ölçek kadar olmasa de yine de çok yüksek olduğu söylenebilir. Ölceğin Türkçe formu için McDonald omega ve GLB güvenirlilik katsayıları da aynı sonucu doğrulamıştır. Yapılan tüm analizler ölçegin Türkçe formunun geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğunu göstermektedir.

Bu çalışma sonucunda yapılan Türkçe uyarlamasının geçerli ve güvenilir olduğu ortaya konulan Öğretmen Eğitimi Programının Tutarlılığı Hakkında İnançlar ölçü gelismekte olan Türkiye için kendi öğretmen eğitimi sisteminin kalitesini değerlendirmek adına önemli katkılar yapacak ve bu alanda daha önce yapılmış olan diğer çalışmaların (Atanur Başkan ve diğerleri, 2006; Aydın, 2014; Kızılçaoğlu, 2006) sonuçlarını uluslararası karşılaşmalarla daha iyi anlamak için olanak sağlayacaktır. Güçlü ve tutarlı bir öğretmen eğitimi programı ülkelerin gelişmişlik düzeyinin önemli bir göstergesidir (Azar, 2011) ve bunu başarmak adına Türkiye devletinin mevcut çabaları kadar (YÖK, 2016) yeni politika ve reformlarını da değerlendirmesi gerekmektedir. Bu şekilde hem mevcut politikaları değerlendirmek (Gözütok, 2001) hem de

uygulama esnasında ortaya çıkan sorunları belirlemek mümkün olacaktır (Bal, 2008). Uyarlaması yapılan ölçeğin birkaç önemli noktada önemli faydalar sağlayabileceği düşünülmektedir. Öncelikle öğretmen eğitimciler için kendi öğretim faaliyetlerini değerlendirmek, üniversiteler içinse kendi kurumsal kalite ve etkinliklerini belirlemek mümkün olacaktır. Öğretmen adaylarının bu konudaki düşüncelerinin önemli katkılar yapabileceği bildirilmiştir (Aykaç ve Çelik, 2014; Gess-Newsome, 2015). Bu şekilde YÖK tarafından amaçlanan, öğretmen eğitimciler tarafından uygulanan ve öğretmen adayları tarafından ulaşılan kazanımların ne kadar örtüyügüne de belirlemek mümkün olacaktır (Bal, 2008; Demir ve Şahin, 2009; Duru ve Korkmaz, 2010; Handal ve Herrington, 2003). Öğretmen eğitimi programlarının etkinliği ve kalitesini değerlendirmek için ele alınacak kriterlerin en önemlilerinden birisi öğretmen eğitimi programının tutarlılığıdır (Newmann ve diğerleri, 2001b; Tatto ve diğerleri, 2008). Bu çalışma neticesinde Türkiye'deki ilköğretim matematik öğretmeni eğitimi programlarının tutarlılık bağlamında kalite ve etkinliğini belirlemek için önemli çalışmalar yapılabilecektir. Burada uyarlanan ölçek sadece matematik öğretmenleri için geliştirilmiş ve uyarlanmış olmakla beraber ölçek içinde yer alan maddeler diğer öğretmenlik branşları için de uygun olan genel inançlardır. Bu nedenle ölçeğin diğer branşlardan öğretmen adaylarına da uyarlama ve uygulanması yararlı olacaktır.

Bu çalışma alanyazına yöntem yönünden de bazı katkılar yapmaktadır. Bu çalışmanın güçlü bir yönü olarak, ölçeğin iç tutarlılık kanıtı olarak sadece tek bir alfa nokta kestirimini vermekle yetinilmemiş ve Cronbach alfa'nın eleştirilen zayıf yönleri (Peters, 2014) dikkate alınarak alfa dışında Mc Donald omega ve GLB hesaplamaları yapılmıştır. Yine güvenirlilik için nokta kestirimleri yapmanın zayıflığı bazı araştırmacılar tarafından eleştirildiği için (Dunn ve diğerleri, 2014; Peters, 2014), hem alfa hem de omega için güven aralıkları da hesaplanmıştır. Bu hesaplamalar SPSS programında standart olarak sunulmaktadır. Bu yüzden bu hesaplamalar ücretsiz R yazılımı kullanarak yapılmıştır (Peters, 2014). Güvenirlilik çalışmalarında araştırmacıların R programından yararlanması önerilebilir.

Bu çalışmada bir başka özellik AFA'da tutulacak faktör sayısını hesaplarken sadece Kaiser'in birden büyük özdeğer kuralı ve Cartell'in scree plot (yamaç birikinti grafiği) yöntemi ile yetinilmemiştir. Bu iki yöntem SPSS yazılımında standart olarak AFA menüleri içerisinde sunulmaktadır. Ancak bu iki yöntemin çeşitli zayıf noktaları vardır. Kaiser'in birden büyük özdeğer kuralı örneğin 1.00001 ve 0.99999 şeklindeki iki özdeğeri keskin bir şekilde ayırmaktadır ki bu sezgisel olarak çok sağlıklı bulunmamaktadır (Ledesma ve Valero-Mora, 2007). Cartell'in yamaç birikinti grafiği yöntemi ise büyük oranda subjektif yorum içermektedir. Bu yöntemlere çok güçlü iki alternatif Velicer'in MAP (Minimum Average Partial) testi ve Horn'un paralel analizidir. Bu iki yöntemi kullanabilmek için SPSS'te ilave komut satırları(syntax) kullanmak gereklidir fakat önceki iki yöntemden çok daha sağlam ve sezgisel açıdan da güvenilir sonuçlar verdikleri bildirilmiştir (Ledesma ve Valero-Mora, 2007). Yeni çalışmalarda her dört yöntemin birlikte kullanılması önerilmektedir.

Öğretmen Eğitimi Programının Tutarlılığı Hakkında İnançlar Ölçeğini uyarlama çalışmalarından elde edilen bulgular doğrultusunda bazı önerilerde bulunulabilir. İlk olarak bu araştırmmanın çalışma grubu ilköğretim matematik öğretmeni adaylarından oluşmaktadır. Dolayısıyla ölçeğin geçerlik ve güvenirlilik çalışmaları farklı alanlardan öğretmen adayları üzerinde yeniden hesaplanabilir. Ayrıca çeşitli ulusal ve uluslararası örneklerde bu ölçeğin kullanılacağı araştırmaların yapılması aracın ölçme gücüne ve alanyazına önemli katkılar sağlayacaktır. Ölçeğin sadece son sınıf öğretmen adaylarında değil, her sınıfın öğretmen adayında uygulanması ve kesitsel/gelişimsel karşılaşmalar yapılması öğretmen eğitimi programları hakkında çok yararlı bilgiler sunacaktır. Ölçeğin ayrıca görevde başlamış öğretmenlerde test edilmesi de önerilebilir.

Madde düzeyinde öneriler olarak yeni çalışmalarda maddelerin anımlarını ve psikometrik özelliklerini yitirmeden kısaltılması düşünülebilir. Tüm testlerde görece daha zayıf bulunan maddeler B ve F maddeleridir. B maddesi "Programda daha sonra yer verilen dersler, önceki derslerde öğretenler üzerine inşa ediliyor" şeklindedir. Bu maddenin neden en zayıf bulunuş olduğuyla ilgili çeşitli spekulasyonlar yapılabilir. Örneğin, ölçümü yapılan öğretmen eğitimi programlarında dersler arasında öncüllük, ardillik ilişkileri gerçekten çok güçlü olabilir.

Bu maddeye verilen yanıtların düşük ayırtedilik ve düşük bir çeşitlilik gösterdiği anlaşılmaktadır Benzer bir durum “Öğretmen eğitimi programındaki derslerin çoğu açık bir şekilde birbirleriyle ilişkiliydi” şeklindeki F maddesi için de geçerlidir. Bu sonuca göre ilköğretim matematik öğretmeni adayları ortak bir şekilde öğretmen eğitimi programında verilen derslerin tüm üniversitelerde birbiriyle ilişkili olduğunu düşünmüştür. Tüm testlerde en güçlü bulunan C maddesi “Program, nitelikli bir öğretmen olmak için gerek duyduğum her şeyi kapsayacak biçimde düzenlenmişti” şeklindedir. Bu madde öğretmen eğitimi programının tutarlılığı hakkındaki düşünceler ölçeginin kalbi gibi düşünülebilir. Yani diğer maddeler bir bakıma bu maddenin ifade ettiği örtük değişken etrafında toplanmış görünümketedir. Eğer tek bir soruya ölçegin tamamını ifade etmek gereksaydı o sorunun C maddesi olacağı söylenebilir.

### Katkısı Olanlar

Bu çalışma 113K805 no’lu proje kapsamında TÜBİTAK tarafından desteklenmiştir.

### Kaynaklar

- Altunışık, R., Coşkun, R., Bayraktaroğlu, S. ve Yıldırım, E. (2010). *Sosyal bilimlerde araştırma yöntemleri: SPSS uygulamalı*. Sakarya: Sakarya yayincılık.
- Atanur Baskan, G., Aydin, A. ve Madden, T. (2006). Türkiye'deki öğretmen yetiştirmeye sisteme karşılaştırmalı bir bakış. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15(1), 35-42.
- Aydın, S. (2014). *İlköğretim matematik öğretmeni adaylarının öğretme bilgilerinin, inanışlarının ve öğrenme fırsatlarının üniversiteler ve TEDS-M sonuçlarına göre karşılaştırılması* (Yayınlanmamış doktora tezi). Karadeniz Teknik Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Trabzon.
- Aykaç, N. ve Çelik, Ö. (2014). Öğretmenlerin ve öğretmen adaylarının eğitim programına ilişkin metaforik algılarının karşılaştırılması. *Eğitim ve Bilim*, 39(173), 328-340.
- Azar, A. (2011). Türkiye'deki öğretmen eğitimi üzerine bir söylem: Nitelik mi, nicelik mi. *Yükseköğretim ve Bilim Dergisi*, 1(1), 36-38.
- Bal, P. (2008). Yeni ilköğretim matematik öğretim programının öğretmen görüşleri açısından değerlendirilmesi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(1), 53-68.
- Bankov, K., Becker, A., Brese, F., Byun, S. Y., Carstens, R., Dumais, J. ve Meinck, S. (2013). The teacher education and development study in mathematics (TEDS-M): policy, practice, and readiness to teach primary and secondary mathematics in 17 countries. Technical report. *International Association for the Evaluation of Educational Achievement*.
- Bartiromo, T. ve Etkina, E. (2009). Implementing reform: teachers' beliefs about students and the curriculum. *AIP Conference Proceedings*, 1179(1), 89-92.
- Beavers, A. S., Lounsbury, J. W., Richards, J. K., Huck, S. W., Skolits, G. J. ve Esquivel, S. L. (2013). Practical considerations for using exploratory factor analysis in educational research. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 18(6), 1-13.
- Bray, M., Adamson, B. ve Mason, M. (2014). Different models, different emphases different insights. *Comparative Education Research* içinde (s. 417-436). Hong Kong: Springer International Publishing.
- Bryman, A. ve Cramer, D. (2001). *Quantitative data analysis with SPSS release 10 for Windows*. New York: Routledge.
- Büyüköztürk, Ş. (2007). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı: İstatistik, araştırma deseni, SPSS uygulamaları ve yorum* (Yedinci Baskı). Ankara: PEGEM A Yayıncılık.
- Comrey, A. L. ve Lee, H. B. (2013). *A first course in factor analysis*. Hillsdale, New Jersey: Psychology Press.
- Çokluk, Ö., Sekercioğlu, G. ve Büyüköztürk, Ş. (2016). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik*. Ankara: Pegem Akademi.

- Derebaşı, I. (2004). *Evlilik doyumu ölçeginin (MSI-R) madde cevap kuramına dayalı olarak psikometrik özelliklerinin incelenmesi ve adaptasyon çalışması* (Yayınlanmamış doktora tezi). Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
- Demir, S. ve Şahin, S. (2009). İlköğretim okullarında 1-5. sınıflarda yapılandırmacılık yaklaşımına göre oluşturulan eğitim programlarının uygulanmasında öğretmenlerin karşılaştığı sorunlar. *Journal of Qafqaz University*, 1(26), 158-171.
- Dunn, T. J., Baguley, T. ve Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412.
- Duru, A. ve Korkmaz, H. (2010). Öğretmenlerin yeni matematik programılarındaki görüşleri ve program değişim sürecinde karşılaşılan zorluklar. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi* 38, 67-81.
- Fraenkel, J. R. ve Wallen, N. E. (2003). *How to design and evaluate research in education*. New York: McGraw-Hill Higher Education.
- Gess-Newsome, J. (2015). A model of teacher professional knowledge and skill including PCK. A. Berry, P. Friedrichsen ve J. Loughran (Yay. haz.). *Re-Examining Pedagogical Content Knowledge in Science Education* içinde (s. 28-42).
- Gözütok, D. (2001). Program değerlendirme. M. Gültekin (Yay. haz.). *Öğretimde Planlama ve Değerlendirme* içinde (s. 175-190). Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayınları.
- Green, S. B., Salkind, N. J. ve Akey, T. M. (1997). *Using SPSS for windows: analyzing and understanding data*. NJ: Prentice Hall, Inc.
- Günüşç, S. ve Kayri, M. (2010). Türkiye'de internet bağımlılık profili ve internet bağımlılık ölçeginin geliştirilmesi: Geçerlik-güvenirlik çalışması. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 39(39).
- Handal, B. ve Herrington, A. (2003). Mathematics teachers' beliefs and curriculum reform. *Mathematics Education Research Journal*, 15(1), 59-69.
- Howell, D. C. (2007). *Statistical methods for psychology* (6th ed.). Belmont: CA, Thomson Wadsworth.
- Kalaycı, Ş. (2010). *SPSS uygulamalı çok değişkenli istatistik teknikleri*. Ankara: Asil Yayın.
- Kızılçaoğlu, A. (2006). Eğitim fakültelerinde yeniden yapılandırma sürecine ilişkin eleştiriler ve öneriler. *Balıkesir Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(14), 132-140.
- Ledesma, R. D. ve Valero-Mora, P. (2007). Determining the number of factors to retain in EFA: An easy-to-use computer program for carrying out parallel analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 12(2), 1-11.
- Newmann, F., Smith, B., Allensworth, E. ve Bryk, A. (2001a). Instructional program coherence: What it is and why it should guide school improvement policy. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 23(4), 297.
- Newmann, F., Smith, B., Allensworth, E. ve Bryk, A. (2001b). *Improving Chicago's schools. benefits and challenges*. Chicago, IL: Consortium on Chicago School Research.
- Peters, G. J. Y. (2014). The alpha and the omega of scale reliability and validity: why and how to abandon Cronbach's alpha and the route towards more comprehensive assessment of scale quality. *European Health Psychologist*, 16(2), 56-69.
- Pett, M. A., Lackey, N. R. ve Sullivan, J. J. (2003). *Making sense of factor analysis: the use of factor analysis for instrument development in health care research*. London and Thousand Oaks: Sage Publications.
- Rosnow, R. L. ve Rosenthal, R. (2008). Assessing the effect size of outcome research. A. M. Nezu, M. ve C. M. Nezu (Yay. haz.). *Evidence-Based Outcome Research: A Practical Guide to Conducting Randomized Controlled Trials for Psychosocial Interventions* içinde (s. 379-401). New York: NY, US: Oxford University Press.
- Santor, D. A., Haggerty, J. L., Lévesque, J. F., Burge, F., Beaulieu, M. D., Gass, D. ve Pineault, R. (2011). An overview of confirmatory factor analysis and item response analysis applied to instruments to evaluate primary healthcare. *Healthcare Policy*, 7(Spec Issue), 79-92.

- Sümer, N. (2000). Yapısal eşitlik modelleri: Temel kavramlar ve örnek uygulamalar. *Türk Psikoloji Yazılıları*, 3(6), 49-74.
- Şekercioğlu, G. (2009). *Çocuklar için benlik algısı profilinin uyarlanması ve faktör yapısının farklı değişkenlere göre eşitliğinin test edilmesi* (Yayınlanmamış doktora tezi). Ankara Üniversitesi, Ankara.
- Şençan, H. (2005). *Sosyal ve davranışsal ölçümleme güvenirlilik ve geçerlik* (Birinci Baskı). Ankara: Seçkin Yayıncılar.
- Şimşek, Ö. F. (2007). *Yapısal eşitlik modellemesine giriş, temel ilkeler ve LISREL uygulamaları*. Ankara: Ekinoks Yayıncılık.
- Tabachnick, B. G. ve Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4th ed.). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Tatto, M. T., Ingvarson, L., Schwille, J., Peck, R., Senk, S. L. ve Rowley, G. (2008). *Teacher education and development study in mathematics (TEDS-M): Policy, Practice, and readiness to teach primary and secondary mathematics. Conceptual framework*. International Association for the Evaluation of Educational Achievement. Herengracht 487, Amsterdam, 1017 BT, The Netherlands.
- Tezbaşaran, A. A. (1996). *Likert tipi ölçek geliştirme kılavuzu*. Ankara: Türk Psikologlar Derneği Yayıncıları.
- Wallace, D. P. ve Van Fleet, C. (2001). *Library evaluation: A casebook and can-do guide*. Englewood, CO: Libraries Unlimited.
- Yüksek Öğretim Kurulu [YÖK]. (2016). Erişim adresi: [http://www.yok.gov.tr/web/guest/icerik/-/journal\\_content/56\\_INSTANCE\\_rEHF8BIsfYRx/10279/27747321](http://www.yok.gov.tr/web/guest/icerik/-/journal_content/56_INSTANCE_rEHF8BIsfYRx/10279/27747321)

## Extended Abstract

### Introduction

Developed countries have a common distinctive feature of having sound and effective teacher education programs (Azar, 2011). High quality teacher education programs are always in the agenda of governments including Turkey (YÖK, 2016). It's not sufficient to prepare these programs but they should also continuously be evaluated and improved (Aykaç & Çelik, 2014; Bal, 2008; Gözütok, 2001). Several studies aimed at assessing Turkish teacher education programs (Atanur Başkan, Aydın & Madden, 2006; Aydın, 2014; Kızılçaoğlu, 2006). Educational programs should be assessed in terms of quality critieria such as coherence (Wallace & Van Fleet, 2001). Coherence is salient for the success and quality of any educational program and coherent education programs were shown to yield better pupil achievement than those with more instructional load but less coherence (Newmann, Smith, Allensworth & Bryk, 2001b). Therefore, the purpose of this study is to adapt TEDS-M "Beliefs about the Coherence of Teacher Education Program" scale (Tatto et al., 2008) into Turkish and to examine its psychometric properties.

### Method

In this adaptation study of the "Beliefs about the Coherence of Teacher Education Program" scale, 583 preservice elementary mathematics teachers studying at 7 different universities from seven different geographical regions of Turkey constitute the working group. The scale was adapted into Turkish using multi translation-multi editing method. This method was also used in the most recent PISA, TIMMS and TEDS-M studies (Aydın, 2014). The data gathered from the application were used in validity and reliability analyses. Exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis were conducted for validity evidence. Exploratory factor analysis was performed using SPSS 23.0. Confirmatory factor analysis was performed using Lisrel 8.8. For reliability analysis, item-total correlations were calculated first. Then Cronbach alpha and Mc Donald omega coefficients were tested both as point estimations and confidence intervals. The calculations were made both for ordinal scale and interval scale assumptions using free R software.

## Results and Discussion

The Turkish adaptation of the scale was applied to 583 preservice elementary mathematics teachers studying in their last year in seven different universities selected randomly from seven geographical regions of Turkey. A large dataset was obtained from this application. Then the fit of data to factor analysis was checked. For this aim; the data were seen to have to have a normal distribution (Rosnow & Rosenthal, 2008), missing values ( $n=4$ ) and extreme cases ( $n=8$ ) were removed (Howell, 2007; Tabachnick & Fidel, 2007), item-item correlations were found not having singularity ( $r = 1$ ) or multi-linearity ( $r > 0.90$ ) problems (Şekercioğlu, 2009). Then the sample size was seen to be fit to factor analysis in terms of the number of participants ( $n=571$ ) (Comrey and Lee, 2013), in terms of the ratio of participants and number of items (6 items and 571 participants) (Bryman & Cramer, 2001) and finally in terms of a high KMO value of 0.82. Bartlett test of sphericity also revealed fit to factor analysis ( $p<0,05$ ) (Şencan, 2005). All item-item correlations were larger than 0.3 and all the values in the first diagonal of the anti-image matrix were higher than 0.5 which also revealed together that the data were fit to factor analysis. Then firstly exploratory factor analysis and then confirmatory factor analysis were made. The exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis revealed good fit of data. Exploratory factor analysis showed a single factor structure with a total explained variance of 52 % (Büyüköztürk, 2007; Şekercioğlu, 2009) and factor loads between 0.65 and 0.78 (Beavers et al, 2013). Confirmatory factor analysis also confirmed the single factor structure. [ $\chi^2(571)=28,17$ , ( $sd=9$ ,  $p=0,000$ );  $\chi^2/sd=3,13$ ; RMSEA=0,08; GFI=0,93; AGFI=0,85; CFI=0,96; NFI=0,93; NNFI=0,97] (Sümer, 2000; Tabachnick & Fidell, 2001). Fine-grained reliability analysis using item-total correlations (between 0,65 and 0,78) (Kalaycı, 2010), alpha = 0,91 and omega = 0,93 coefficients (Tezbaşaran, 1996) which were tested both as point estimations and confidence intervals showed a high level of reliability. In conclusion, the Turkish adaptation of the scale was found to be valid and reliable for preservice elementary mathematics teachers.

It was shown in this study that using Omega coefficient along with alpha results in better results for testing internal consistency (Peters, 2014). Researchers are also recommended to consider confidence intervals beside point estimations for alpha or omega (Dunn, Baguley & Brunsden, 2014; Peters, 2014). Calculating omega or finding confidence intervals might be performed using R (Peters, 2014). It is also strongly recommended to use Kaiser, Cartell, Velicer and Horn tests together in future factor analytic studies (Ledesma & Valero-Mora, 2007). Future studies may concentrate on examining the psychometric properties of the scale for preservice teachers from other fields. The Turkish form of the scale may be used in national representative samples in order to compare the coherence of Turkish teacher education programs with international counterparts. Such kind of studies might reveal important findings for policymakers and teacher educators.

### Ek 1

### Öğretmen Eğitimi Programının Tutarlılığı Hakkında İnançlar Ölçeği Türkçe Formu

#### Öğretmen Eğitimi Programının Tutarlılığı Hakkında İnançlar

Öğrenim gördüğünüz programdaki matematik alan derslerini, matematik öğretimi derslerini ve genel eğitim (pedagoji) derslerini düşünün. Aşağıdaki ifadelere ne ölçüde katıldığınızı ya da katılmadığınızı lütfen belirtiniz.

	Katılmıyorum	Kısmen katılmıyorum	Kısmen katılıyorum	Katılıyorum
A. Programın her bir aşaması, eğitimimin o aşamasında duyduğum temel ihtiyaçları karşılamak üzere planlanmış gibiydi.	( 1 )	( 2 )	( 3 )	( 4 )

- B. Programda daha sonra yer verilen dersler, önceki derslerde öğretenler üzerine inşa ediliyordu. (1) (2) (3) (4)

C. Program, nitelikli bir öğretmen olmak için gerek duyduğum her şeyi kapsayacak biçimde düzenlenmişti. (1) (2) (3) (4)

D. Dersler içerik ve konular bakımından mantıksal bir gelişim sırası takip ediyordu. (1) (2) (3) (4)

E. Derslerimin her biri görevde yeni başlayan bir öğretmenden beklenen ortak bekłentileri karşılayacak şekilde tasarlanmıştı. (1) (2) (3) (4)

F. Öğretmen eğitimi programındaki derslerin çoğu açık bir şekilde birbirleriyle ilişkiliydi. (1) (2) (3) (4)

## Ek 2Ölçek Uyarlama Aşamalarında Çoklu Tercüme Matrisi