

İLKÖĞRETİM ÖĞRENCİLERİNİN ÖĞRENME ANLAYIŞLARI ÖLÇEĞİ: GEÇERLİK VE GÜVENİRLİK ÇALIŞMASI

Gökhan BAŞ*

ÖZET

Bu çalışmanın temel amacı, ilköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışlarını belirleyebilmek için kullanılabilir olan geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı geliştirmektir. Araştırmada geliştirilen ölçek, Niğde ili merkez ilçesindeki ilköğretim okullarında öğrenim görmekte olan toplam 190 öğrenci üzerinde uygulanmıştır. Ölçeğin geçerliğini belirlemek üzere, açımlayıcı ve doğrulayıcı faktör analizi ile güvenilirlik analizi yapılmıştır. Ölçeğin madde faktör yükleri 0.933 ile 0.440 arasında değişiklik göstermiştir. Ayrıca, araştırmada ölçeğin Cronbach Alpha güvenilirlik katsayısı 0.87, Spearman-Brown iki yarı testi sonucu ise 0.82 olarak hesaplanmıştır. Bunun yanında, ölçeğin alt boyutlarına ilişkin Cronbach Alpha güvenilirlik katsayıları ise 0.94 ile 0.79 arasında hesaplanmıştır. Diğer taraftan, doğrulayıcı faktör analizi sonucunda elde edilen bulgular [$\chi^2/sd=112.62/87$; GFI=0.93; AGFI=0.90; RMSEA=0.039; CFI=0.98; NFI=0.92; NNFI=0.97; RMR=0.064; SRMR=0.045], ölçeğin üç faktörlü yapısını doğrulamıştır.

Anahtar sözcükler: Öğrenme Anlayışları, İlköğretim Öğrencileri, Ölçek Geliştirme.

A LEARNING CONCEPTIONS SCALE FOR ELEMENTARY SCHOOL STUDENTS: A STUDY OF VALIDITY AND RELIABILITY

ABSTRACT

The purpose of the study was to develop a valid and reliable scale in order to determine elementary school students' learning conceptions. The research was carried out on a total of 190 students, attending elementary schools in the central district of the city of Niğde. In order to determine the validity of the scale the exploratory and confirmatory factor analyses were conducted. It was seen that the factor loadings of the scale were between 0.933 and 0.440. The Cronbach's Alpha value of the total scale was found as 0.87 and the Spearman-Brown split half correlation of the scale was calculated as 0.82 in the study. In addition, the sub-dimensions of the scale were calculated as changing between 0.94 and 0.79. The findings obtained with regard to the confirmatory factor analysis [$\chi^2/df=112.62/87$; GFI=0.93; AGFI=0.90; RMSEA=0.039; CFI=0.98; NFI=0.92; NNFI=0.97; RMR=0.064; SRMR=0.045] approved the four dimensional structure of the scale.

Keywords: Learning Conceptions, Elementary Students, Scale Development.

* Doktora öğrencisi, Konya Necmettin Erbakan Üniversitesi, Eğitim Bilimleri Enstitüsü, gokhanbas51@gmail.com

1. GİRİŞ

Dış ortam içinde yaşamlarını sürdürebilmek için tüm canlıların bir takım uygun davranış biçimleri göstermeleri gerekmektedir (Kılıç, 2011). Organizma yaşamını sürdürebilmek için çevreye uyum sağlamada etkin olmak ve çok değişken çevrelerde gereksinimlerini gidermek durumundadır. Organizmaya bu esnekliği ise, ancak öğrenme süreci sağlayabilir. Nitekim hiçbir canlı temel gereksinimlerini karşılayabilmek için çevresinden nasıl yararlanabileceğini öğrenmeksizin uzun süre yaşayamaz (Senemoğlu, 2004). Bu açıdan, insan davranışlarının büyük bir çoğunluğunun öğrenilmiş davranışlar olduğu söylenebilir (Bilen, 1990).

Driscoll'a (2000) göre öğrenme, öğrencinin çevresiyle karşılıklı etkileşimi sonucu olarak davranışlarında veya potansiyel davranışlarındaki kasıtlı, istendik ve sürekli değişme olarak tanımlarken, Mayer (1982) öğrenmeyi, kişinin bilgisinde ya da deneyimleri sonucu davranışlarındaki sürekli ve kalıcı izli değişme olarak tanımlamaktadır. Senemoğlu'na (2004) göre öğrenme, büyüme ve vücutta değişik etkilerle oluşan geçici değişimlere atfedilmeyecek, yaşantı ürünü olarak meydana gelen davranışta ya da potansiyel davranıştaki nispeten kalıcı izli değişmedir. Bu değişme, kasıtlı veya kasıtsız, iyi veya kötü yönde olabilir. Değişme, deneyimlerle kişinin çevresiyle iletişim ve etkileşimine dayalı olarak gerçekleşmektedir (Woolfolk, 1998). Öğrenme, her ne kadar kişinin çevresiyle etkileşimine dayalı olarak gerçekleşse de, kişilerin öğrenmeye yönelik beklentileri ve öğrenmeyi ele alış biçimleri, yani öğrenme anlayışları birbirlerinden ayrılmaktadır (Purdie ve Hattie, 2002).

Onlarca yıldır öğrencilerin öğrenme anlayışlarına yönelik olarak gerçekleştirilen araştırmalar, öğrencilerin farklı öğrenme anlayışlarına sahip olduklarını, yani öğrenmeden farklı beklentilere sahip olduklarını göstermiştir (Purdie ve Hattie, 2002). Duell ve Schommer'e (2001) göre, eğitim bilimciler ve psikologlar bireyin öğrenme anlayışını uzun süredir araştırmaktadırlar. Bu araştırmaların neticesinde öğrencilerin sahip oldukları öğrenme anlayışları üzerine yapılan çalışmalar da eğitim bilimciler arasında oldukça yaygın rağbet görmüştür. İlgili alanyazında, öğrencilerin sahip oldukları öğrenme anlayışları farkı biçimlerde tanımlanmış, ancak bu tanımlamalarda ortak bir anlayışa varılamamıştır. Öğrenme anlayışı kavramına ilişkin olarak en net ve kısa tanımlamayı yapan Turner ve Baskerville'e (2011) göre öğrenme anlayışları, öğrencilerin öğrenme hakkında ne düşündükleri veya öğrenmeyi nasıl karşıladıklarıdır. Öğrenme anlayışları, sabit bireysel özellikler veya bilgi ve deneyimden oluşturulan bireysel yapılar değildir. Öğrenme anlayışları, öğrencilerin genel anlamda öğrenmeyi tecrübe etmesi, anlaması ve ondan yeni bir anlam çıkarmasındaki farklı yollardır (Boulton-Lewis, Metron ve Wills, 2001). İlgili alanyazın gözden geçirildiğinde, yazarların öğrenme anlayışı kavramını farklı şekillerde ele alarak tanımlama ve sınıflama yoluna gittikleri anlaşılmıştır (Säljö, 1979; Van Rossum, Deijkers ve Hamer, 1985; Marton, Dall'Alba ve Beaty, 1993; Marton ve Booth, 1997; Eklund-Myrskog, 1998; Marshall, Summer ve Woolnough, 1999; Pillay, Purdie ve Boulton-Lewis, 2000). Bunlardan, örneğin Säljö (1979), öğrencilerin öğrenmeyi beş farklı yolda düşündüklerini ileri sürmektedir. Bu öğrenme anlayışları; (i) bilginin ezberlenmesi, (ii) bilginin ezberlenmesi, (iii) gerçeklerin, süreçlerin, vb. edinilmesi, (iv) anlamın sağlanması ve (v) gerçeğin anlanmasında yorumsal süreçlerdir (Säljö, 1979). İfade edilen bu öğrenme anlayışlarından ilk üçü öğrenmenin yüzeysel anlama boyutunu, son

ikisi ise öğrenmenin derin anlama boyutunu teşkil etmektedir (Byrne ve Flood, 2004). Marton, Dall’Alba ve Beaty (1993), Säljö’nün (1979) ortaya koymuş olduğu bu öğrenme anlayışları listesine “bir kişi olarak değişme” öğrenme anlayışı boyutunu eklemiştir. Eklund-Myrskog (1998) ise burada ifade edilen öğrenme anlayışlarını beş boyutta ifade etmiştir. Bunlar; (i) hatırlama, (ii) anlama, (iii) bilginin uygulanması, (iv) yeni bir bakış açısı kazanma ve (v) kendisine ilişkin algısını şekillendirmedi. İfade edilen bu öğrenme anlayışları, aynı zamanda, öğrencilerin öğrenme anlayışlarının ne kadar derin olduğunu gösteren öğrenme çıktılarını da belirtmektedir (Entwistle, McCune ve Walker, 2001). Öğrenme anlayışları, öğrencilerin niyetlerine ve aslında ne yaptıklarına ilişkin olarak öğrenme olaylarını ele alış yollarını da ortaya koymaktadır (Cano ve Cardelle-Elawar, 2004). Van Rossum ve Schenk (1984), Prosser ve Millar (1989), Trigwell ve Prosser (1992) ve Dart ve diğerleri (2000), öğrencinin öğrenme anlayışının onun benimsediği öğrenme yaklaşımı ile ilişkili olduğunu ifade etmişlerdir. Nitekim Säljö’nün (1979) ortaya koymuş olduğu modelin ilk üç basamağındaki öğrenme anlayışlarına (düşük düzeyli öğrenme anlayışı) sahip olan öğrencilerin derin öğrenme anlayışı kazanmaları mümkün değildir (Byrne ve Flood, 2004; Edmuns ve Richardson, 2009). Çünkü öğrencilerin sahip oldukları epistemolojik inançlar onların böylece öğrenme anlayışlarına sahip olmalarına sebep olabilir (Schommer, Crouse ve Rhodes, 1992; Hofer ve Pintrich, 1997). Aynı zamanda, öğrencilerin öğrenim gördükleri ortamların da onların öğrenme anlayışlarının şekillenmesinde etkili olduğu düşünülmektedir (Vermunt ve Rijswijk, 1988; Tynjälä, 1997). İlgili alanyazında, öğrencilerin sahip oldukları öğrenme anlayışlarının oldukça zor değiştirilebileceğine ilişkin görüşler bulunmakla birlikte (Boulton-Lewis ve diğerleri, 2004; Vermunt ve Vermetten, 2004), öğrencilerin öğrenme anlayışlarının şekillendirilmesinde veya değiştirilmesinde yapılacak öğretimin açık olmasının önemli olduğuna ilişkin görüşler de bulunmaktadır (Tynjälä, 1997).

Okullarda, yüzeysel öğrenme anlayışına sahip öğrencilerin derin öğrenme anlayışı sergilemeleri mümkün gözükmemektedir (Säljö, 1979). Nitekim düşük düzeyli öğrenme anlayışına sahip olmak, yüzeysel öğrenme ile yüksek ilişki göstermektedir (Van Rossum ve Schenk, 1984). Bir diğer ifade ile öğrenmeyi yalnızca bir ezber ve bilgi kazanma etkinliği olarak gören öğrencilerin derin öğrenmeler sağlamaları ve edindikleri bilgilerden yeni bilgiler üretmeleri mümkün değildir (Brooks ve Brooks, 1999). Bu sebeple, öğrencilerin sahip oldukları öğrenme anlayışlarının tespit edilmesi ve ortaya çıkan sonuca göre sınıfta öğretme faaliyetinin yapılması önem arz etmektedir. Sınıfta, öğrencilerine derin öğrenmeler ve anlamalar kazandırmak isteyen bir öğretmenin, öncelikle öğrencilerinin sahip oldukları öğrenme anlayışlarını bilmesi ve yakından tanınması gerekmektedir. Öğrenmeyi, yalnızca bilgi alma ve onu ezberleme olarak gören bir öğrencinin anlamlı ve derinlemesine öğrenmeler gerçekleştirilmesi söz konusu olamaz. Bu açıdan öğretmenin, öğrencilerinin sahip oldukları öğrenme anlayışlarını belirleyerek elde edilen sonuca göre öğretme faaliyetlerini gerçekleştirilmesi, yüzeysel öğrenme anlayışına sahip olan öğrencilerin derinlemesine öğrenme anlayışı kazanabilmeleri için öğretim yöntem ve teknikleri ile öğrenme ortamını gözden geçirmesi oldukça önemlidir.

İlgili alanyazın gözden geçirildiğinde, öğrencilerin öğrenme anlayışlarını belirlemeye yönelik ölçek geliştirme çalışmalarının (Van Rossum ve Schenk, 1984; Biggs, 1993; Purdie ve Hattie, 2002; Byrne, Flood ve Willis, 2004; Edmuns ve Richardson, 2009)

yanında, öğrencilerin öğrenme anlayışlarının belirlenmeye çalışıldığı çok sayıda araştırmaya da rastlanılmıştır (Van Rossum, Deijkers ve Hamer, 1985; Purdie, Douglas ve Hattie, 1996; Dahlin ve Regmi, 1997; Dart ve diğerleri, 2000; Klatter, Lodewijks ve Aarnoutse, 2000; Burnett, Pillay ve Dart, 2003; Cano ve Cardelle-Elawar, 2004; Byrne ve Flood, 2004; Tsai, 2004; Vermunt ve Vermetten, 2004; Blake ve Smith, 2008; Vermunt, Reid ve Leat, 2009; Baeten ve diğerleri, 2010; Turner ve Baskerville, 2011). Ancak, ülkemizde öğrencilerin öğrenme anlayışlarını belirlemeye yönelik herhangi bir ölçek çalışmasına rastlanılmamıştır. Ülkemizde, yalnızca üniversite öğrencilerin öğrenme ve ders çalışma yaklaşımlarını (Topkaya, Yaka ve Öğretmen, 2011), yine üniversite öğrencilerinin öğrenme yaklaşımlarını (Ekinci, 2008) ve ortaöğretim öğrencilerinin öğrenme yaklaşımlarını (Çolak ve Fer, 2007) belirleme yönelik ölçek geliştirme çalışmalarıyla karşılaşmıştır. Bu çalışmalardan Çolak ve Fer (2007), Ekinci (2008) ve Topkaya, Yaka ve Öğretmen (2011) tarafından gerçekleştirilen çalışmaların tümünü yabancı kaynaklardan kendi kültürümüze uyarlama çalışmaları teşkil etmiştir. Bu bağlamda, ülkemizde ilköğretim kademesinde öğrencilerin öğrenme anlayışlarının belirlenmesine hizmet eden orijinal bir ölçek geliştirme çalışmasının bulunmadığı söylenebilir. Ayrıca, hangi öğretim kademesinde olursa olsun, uyarlama çalışmalarının kültürler arasında farklı sonuçlar doğurabileceği unutulmamalıdır. Bu sebeple, farklı kültürlerde geliştirilmiş olan ölçekleri uluslararası karşılaştırmalar hariç kullanmak her zaman doğru bir yol olmayabilir. Zira Hambleton ve Patsula (1999), ölçek uyarlamının, ölçek geliştirmeye göre tercih edilmesinin her zaman doğru olmadığını vurgulamış, kültürlerarası karşılaştırmalar söz konusu olmadığında yeni bir ölçek geliştirmenin hem daha kolay, hem de daha uygun olabileceğini belirtmişlerdir. Bu sebeple, alandaki önemli bir boşluğu dolduracağı gerekçesi ile ilköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışları ölçeğinin geliştirilmesine karar verilmiştir.

İlköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışlarına ilişkin algılarını tespit etmeye hizmet etmesi beklenen bu çalışmanın, eğitim politikacılarına, eğitim ve okul yöneticilerine, program geliştirmecilere ve öğretmenlere kullanabilecekleri geçerli ve güvenilir bir ölçek sunması ve bu konuda yapılacak olan diğer araştırmalara da ışık tutması beklenmektedir.

2. YÖNTEM

Yapılan bu araştırma, bir ölçek geliştirme çalışmasıdır. Yapılan bu çalışma, öğrencilerin benimsedikleri öğrenme anlayışlarını tespit edebilmek amacıyla geliştirilmiş olan “İlköğretim Öğrencilerinin Öğrenme Anlayışları Ölçeği”nin geçerlik ve güvenilirliğini ve bu analizler sonucunda oluşan modelin doğruluğunun test etmek amacıyla yapılmıştır.

2.1. Örneklem

Araştırmanın evrenini Niğde il merkezinde öğrenim görmekte olan ilköğretim öğrencileri oluşturmaktadır. Araştırmanın örneklemini ise, 2011-2012 eğitim-öğretim yılında öğrenim görmekte olan ilköğretim öğrencileri oluşturmaktadır. Araştırmada geliştirilen ölçek, Niğde ili merkez ilçesinde devlete bağlı ilköğretim okullarında öğrenim görmekte olan toplam 190 öğrenci üzerinde uygulanmıştır. İlköğretim okullarından toplam 190 öğrenci seçilerek araştırma kapsamına alınmıştır. Örneklemin seçiminde, amaçsal örnekleme çeşitlerinden maksimum çeşitlilik yöntemi benimsenmiş, bu bağlamda evrenin temsil yeteneği göz önünde bulundurularak okulların seçilmesinde

üst, orta ve alt sosyo-ekonomik düzeye sahip öğrencilerin devam ettiği okullarda öğrenim gören öğrenciler örnekleme seçilmeye çalışılmıştır (McMillan ve Schumacher, 2006). Bu tür örnekleme yönteminde, problemle ilgili farklı durumların örnekleme alınması nedeniyle, evren değerleri hakkında önemli ipuçları vereceği söylenebilir (Büyüköztürk ve diğerleri, 2008). Kline (1994) ve Şencan (2005), ölçek geliştirmede örneklem büyüklüğünün 100-200 arasında olmasının yeterli olduğunu ifade etmektedir. Bu sebeple, seçilen örneklem oranının ölçeğin geçerlik ve güvenilirliğini belirleyebilmek için yeterli olduğu belirtilebilir. Araştırmaya katılan öğrencilerin demografik nitelikleri incelendiğinde; 90'ının (%47.36) kız, 100'ünün ise (%52.64) erkek, 50'sinin (%26.31) 6. sınıfta, 65'inin (%34.22) 7. sınıfta ve 75'inin de (%39.47) 8. sınıfta öğrenim görüyor olduğu anlaşılmıştır. Bununla birlikte açıklayıcı faktör analizi yapılan ölçek, örneklemedeki grup özelliklerini yansıtan 200 kişilik bir başka öğrenci grubuna daha uygulanarak ölçeğin doğrulayıcı faktör analizine ilişkin çalışmalar gerçekleştirilmiştir.

2.2. Ölçeğin Geliştirilmesi

Öncelikle, ilgili alanyazın (Van Rossum ve Schenk, 1984; Van Rossum, Deijkers ve Hamer, 1985; Biggs, 1993; Dart ve diğerleri, 2000; Klatter, Lodewijks ve Aarnoutse, 2000; Purdie ve Hattie, 2002; Cano ve Cardelle-Elawar, 2004; Byrne ve Flood, 2004; Byrne, Flood ve Willis, 2004; Tsai, 2004; Lai ve Chen, 2005; Bloke ve Smith, 2008; Edmunds ve Richardson, 2009; Vermunt, Reid ve Leat, 2009; Yvonne ve Vermetten, 2009; Baeten ve diğerleri, 2010; Turner ve Baskerville, 2011) gözden geçirilerek, alanyazındaki öğrenme anlayışlarına dayalı olarak deneme amaçlı maddeler yazılmıştır. Araştırmada toplam 20 maddelik bir havuz oluşturulmuştur. Ölçeğin, taslak formundaki maddelerin oluşturulmasında örnekleme seçilen öğrenci grubunun gelişim özellikleri (Woolfolk, 1998) göz önünde bulundurulmuştur. Ölçeğin taslak formunda oluşturulan tüm maddeler “olumlu” ifadelerden teşkil edilmiştir. Daha sonra, oluşturulan taslak ölçek maddelerinin kapsam geçerliğinin sağlanabilmesi için alanında uzman dört akademisyen tarafından incelenmiştir. Ölçeğin kapsam geçerliliği bağlamında öncelikle Eğitim Programları ve Öğretim, Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme, Eğitim Psikolojisi, Türk Dili ve Edebiyatı alanındaki uzmanların görüşlerine başvurularak ölçekte yer alan maddelerin uygunluk/geçerlilik düzeyleri tespit edilmiştir. Uzman görüşleri ışığında, havuzdaki 20 maddenin tümünün öğrenme anlayışlarına ilişkin oldukları belirlenmiş ve geri bildirimler ışığında yanlış anlamaları giderecek şekilde ölçek maddeleri üzerinde gerekli düzeltmeler yapılmıştır. Bu haliyle ölçeğin ön uygulama formu 20 maddeden oluşmuştur. Ölçekteki maddeler, “kesinlikle katılmıyorum”, “katılmıyorum”, “kararsızım”, “katılıyorum” ve “kesinlikle katılıyorum” şeklinde belirtilen beşli dereceleme ölçeğinde düzenlenmiştir. Ölçekteki maddeler için en olumsuz 1, en olumlu 5 olmak üzere düzenlenmiştir. Oluşturulan nihai ölçek, seçilen 190 kişilik öğrenci grubuna uygulanmıştır. Ölçeğin yapı geçerliğini sağlayabilmek amacıyla açıklayıcı faktör analizi uygulanmış, daha sonra ise ortaya çıkan yapının geçerliğini doğrulayabilmek amacıyla doğrulayıcı faktör analizi uygulanmıştır.

Ölçeğin geçerlik ve güvenilirlik çalışmalarının ilk aşamasında açıklayıcı faktör analizi çalışmasına yer verilmiştir. Açıklayıcı faktör analizinin değerlendirilmesinde Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) katsayısı ve Bartlett küresellik testi ile incelenmiştir. İlgili alanyazında, KMO değerinin 0.60'dan yüksek olması dağılımın faktör analizi için yeterli olduğu ve Bartlett küresellik testinin anlamlı çıkmasının verilerden anlamlı faktör çıkarılabileceğinin bir göstergesi olduğu belirtilmektedir (Reuterberg ve

Gustafsson, 1992; Kline, 1994; Fraenkel ve Wallen, 2000; Tabaschinck ve Fidell, 2001). KMO değerinin 0.80-0.90 arasında çıkması çok iyi olarak değerlendirilirken, 0.90 ve üzerinde çıkması mükemmel olarak kabul edilmektedir. Ayrıca, faktör analizinde özdeğeri (eigenvalue) 1 ve 1'den daha büyük olan faktörler önemli faktörler olarak kabul edilmektedir (Murphy ve Davidshofer, 1991; Kline, 1994; Tabaschinck ve Fidell, 2001; Thompson, 2004). İlgili alanyazında, faktör örüntüsünün oluşturulmasında 0.30 ile 0.40 arasında değişen faktör yüklerinin alt kesme noktası olarak alınabileceği belirtilmektedir (Şencan, 2005; Büyüköztürk, 2007; Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2010). Alanyazında, alt faktör yük değeri sınırının 0.30 ve 0.40 arasında olması gerektiğine ilişkin görüşler bulunmasına karşın, Tabaschinck ve Fidell (2001), bu değer en asgari 0.32 olması gerektiğine dikkat çekmektedir. Ancak Ferguson ve Takane (1989), faktör örüntüsünün oluşturulabilmesi için 0.40'ın alt kesme noktası olarak alınması gerektiğini belirtmektedir. Bu sebeple, bu araştırmada alt kesme noktası olarak 0.40 kabul edilmiştir. Diğer taraftan, bu araştırmada faktör sayısına her hangi bir sınırlama getirilmemiş ve özdeğeri (eigenvalue) 1.00'dan büyük olan faktörler ölçeğe alınmıştır. Alanyazında, faktör analizinde özdeğeri 1 ya da 1'den daha büyük olan faktörler önemli faktörler olarak kabul edilmektedir (Büyüköztürk, 2007). Bu araştırmada da özdeğer 1.00 olarak değerlendirmeye alınmıştır.

Açımlayıcı faktör analizi sonucunda karar verilen üç faktörlü yapının doğruluğunun sınanması amacıyla ilgili alanyazında sıklıkla karşılaşılan doğrulayıcı faktör analizine yer verilmiştir. Kline (2005), açımlayıcı faktör analizi sonucu oluşan modelin doğruluğunu test etmek amacıyla doğrulayıcı faktör analizinin yapılmasını önermektedir. Doğrulayıcı faktör analizinin bir sonucu olarak çoklu uyum iyiliği indeksleri elde edilmektedir. İlgili alanyazında, kurulan modelin doğruluğunu test edebilmek amacıyla bir tek uyum indeksi kullanmak yerine, çoklu uyum indeksleri kullanmak daha makul olarak kabul edilmektedir (Marsh, Balla ve McDonald, 1988; Jöroskog ve Sörbom, 1993; Schumacher ve Lomax, 1996; Tabaschinck ve Fidell, 2001; Kline, 2005). Öğrencilerin öğrenme anlayışları ölçeğinin doğrulayıcı faktör analizinin bir sonucu olarak, X^2/sd oranı (ki-kare uyum iyiliği testi), GFI (iyilik uyum indeksi), AGFI (düzeltilmiş iyilik uyum indeksi), RMSEA (yaklaşık hataların ortalama karekökü), RMR (artık oranların karekökü), SRMR (artık ortalamaların karekökü), CFI (karşılaştırmalı uyum indeksi), NFI (normlaştırılmış uyum indeksi) ve NNFI (normlaştırılmamış uyum indeksi) uyum indeksleri değerlendirilmeye alınmıştır. Şimşek (2007) ve Yılmaz ve Erçelik'e (2009) göre, uyum iyiliği kriterleri modeldeki ilişkilerin verilerle ne kadar tutarlı olduğunu belirlemeye yardımcı olmaktadır. İlgili alanyazında, bu uyum indekslerinden RMSEA ve SRMR'nin 0.08'in altında olmasının, hatta 0.05'in altında olmasının daha iyi bir uyumluluk göstergesi olduğu kabul edilmektedir (Jöroskog ve Sörbom, 1993; Tabaschinck ve Fidell, 2001; Kline, 2005; Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2010). RMSEA değerinin 0.05'den düşük değer alması mükemmel uyuma, 0.05 ve 0.08 arası değer alması kabul edilebilir uyuma ve 0.08 ile 0.10 arası değer alması ise zayıf uyuma işaret etmektedir (Tabaschinck ve Fidell, 2001; Kline, 2005). Bununla birlikte, ilgili alanyazında X^2/sd oranının, 3 ya da en fazla 4'den daha düşük olması gerektiğini de dikkat çekilmektedir (Jöroskog ve Sörbom, 1993; Schumacher ve Lomax, 1996). Genel olarak GFI, AGFI ve CFI değerlerinin 0.80 ve 0.90 arasında olması yapının iyi uyuma elverişli olmasını temsil etmekle birlikte, 0.90 ve üzerindeki değerler ise yeterli iyi uyuma tekabül etmektedir (Jöroskog ve Sörbom, 1993; Tabaschinck ve Fidell, 2001; Brown, 2006). Sonuç olarak, araştırmada ölçeğin iç

tutarlılığını test edebilmek amacıyla Cronbach Alpha ve Spearman-Brown iki yarı testi hesaplanarak ölçeğin geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları bitirilmiştir.

2.3. Verilerin Çözümlemesi

Ölçeğin geçerlilik ve güvenilirlik analizleri kapsamında öncelikle açımlayıcı faktör analizi ve madde analizi çalışmalarına yer verilmiş, son olarak ise doğrulayıcı faktör analizi çalışmaları gerçekleştirilmiştir. Araştırmanın açımlayıcı faktör analizi ve madde analizi çalışmaları SPSS 17.0 paket programıyla gerçekleştirilirken, doğrulayıcı faktör analizi çalışmaları ise LISREL 8.51 yazılımı ile gerçekleştirilmiştir. Araştırma kapsamında kullanılan tüm istatistiksel işlemlerde anlamlılık düzeyi 0.05 olarak kabul edilmiştir.

3. BULGULAR

Araştırmanın bu kısmında, elde edilen bulgular; (i) açımlayıcı faktör analizine ilişkin bulgular, (ii) doğrulayıcı faktör analizine ilişkin bulgular ve (iii) güvenilirliğe ilişkin bulgular başlıkları altında incelenecektir.

3.1. Açımlayıcı Faktör Analizine İlişkin Bulgular

Oluşturulan taslak ölçek, seçilen öğrenci grubuna uygulandıktan sonra ilköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışları ölçeğinin yapı geçerliğinin belirlenmesi için açımlayıcı faktör analizi kullanılmıştır. Yapılan açımlayıcı faktör analizi sonunda, madde toplam korelasyon değeri 0.40 ve üzerindeki maddeler ölçekte bırakılmıştır. Yapılan analizde, ölçekteki 15 maddenin faktör yük değerlerinin 0.40'ın üzerinde olduğu, 5'inin ise bu değer altında olduğu tespit edilmiştir. Bu sebeple, ölçeğin 0.40 ve üzerinde olan tüm maddelerine ikinci bir faktör analizi daha uygulanmış ve bu kez ölçeğin KMO değeri ve Bartlett küresellik testi sonucu bulunmuştur. Yapılan analiz sonucunda, ölçeğin KMO değerinin 0.848 olduğu saptanmıştır. KMO değeri, dağılımın faktör analizi için yeterli olup olmadığını test etmek amacıyla kullanılmakta olup, 0.80 ve 0.90 aralığı çok iyi, 0.90 ve üzeri değerler ise mükemmel olarak nitelendirilmektedir (Kline, 1994; Büyüköztürk, 2007). Ayrıca, KMO değerinin 1'e yakın bir değer olması halinde çalışma grubunun sayısının yeterli olduğu kanısına varılmaktadır (Murphy ve Davidshofer, 1991; Kline, 1994; Fraenkel ve Wallen, 2000). Bunun yanında, hesaplanan Bartlett küresellik testi sonucuna göre ölçeğin bu değeri [$X^2=1437.956/sd=105$] olarak bulunmuştur. Bartlett küresellik testinin anlamlı çıkması ölçüm yapılan değişkenin evren parametresinde çok değişkenli olduğunu göstermektedir (Thompson, 2004). Sonuç olarak, bu çalışmada elde edilen KMO değeri çok iyi anlamına gelen 0.848 şeklinde, Bartlett küresellik testi sonucu da anlamlı [$X^2=1437.956/sd=105, p<0.000$] olarak saptanmıştır. Çalışmada gerçekleştirilen bu analizlerin bir neticesi olarak açımlayıcı faktör analizinin yapılabileceğine karar verilmiştir. Faktör analizinde özdeğeri 1 ya da 1'den daha büyük olan faktörler önemli faktörler olarak kabul edilmektedir (Büyüköztürk, 2007). Bu çalışmada özdeğer 1.00 olarak alınmış ve özdeğeri 1.00'dan büyük üç faktör belirlenmiştir. Bu amaçla, açımlayıcı faktör analizi sonuçlarına ilişkin olarak elde edilen faktörler ve bu faktörlerde yer alan maddelere ilişkin faktör yük değerleri Tablo 1'de belirtilmiştir.

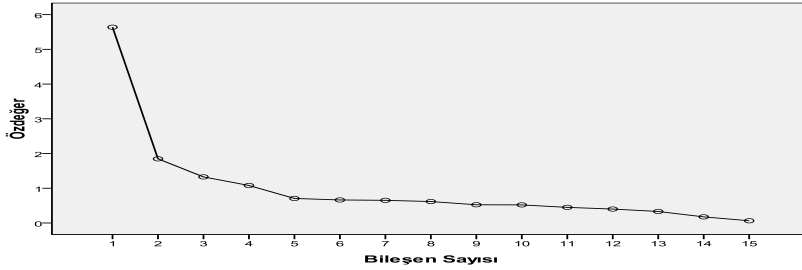
Tablo 1.

Ölçeğin Döndürülmüş Temel Bileşenler Analiz Yöntemindeki Maddelerin Faktör Yükleri

Maddeler	Faktörler		
	Bilgiyi Kazanma ve Kullanma	Kişisel Değişim	Sosyal Beceri
M7. Çeşitli koularda konuşabilmem için öğrenmem gerekiyor.	.753		
M8. Öğrenmenin, gerçekleri anlamamda oldukça gerekli olduğunu düşünüyorum.	.731		
M6. Yeni bilgi edindiğimde, öğrendiğimin farkına varıyorum.	.715		
M11. Öğrenmenin, yeni şeyler üretmek için oldukça önemli olduğunu düşünüyorum.	.670		
M9. Öğrenmenin, çevremdeki şeylere anlam vermede oldukça önemli olduğunu düşünüyorum.	.550		
M5. Birşeyi gerçekten öğrendiğimde, onu nasıl kullanacağını bildiğimi düşünüyorum.	.474		
M12. Öğrenmenin, öğrenilenleri ileride kullanmak üzere gerçekleştirildiğini düşünüyorum.	.440		
M4. Öğrenme, yaşama ilişkin olarak görüşlerimi geliştirmemde oldukça işime yarıyor.		.767	
M3. Öğrenme düşünme şeklimi değiştiriyor.		.741	
M2. Öğrendiğimde, kişisel olarak değiştiğimi düşünüyorum.		.683	
M1. Öğrenmeyi kendimi geliştirmek için kullanıyorum.		.650	
M10. Öğrenmeyle birlikte artan bilgilerin benim daha iyi bir kişi olmamı sağlıyor.		.643	
M14. Öğrenmenin, insanlarla iyi ilişkiler kurmak için önemli olduğunu düşünüyorum.			.933
M13. Öğrenme, bana farklı insanlarla nasıl etkileşim kurmam gerektiğini gösteriyor.			.922
M15. Öğrenmenin, toplumun etkin bir üyesi olabilmek için oldukça önemli olduğunu düşünüyorum.			.891
Açıklanan Varyans			
Bilgiyi Kazanma ve Kullanma Olarak Öğrenme: %21.363			
Kişisel Değişim Olarak Öğrenme: %18.891			
Sosyal Beceri Olarak Öğrenme: %18.491			
Toplam: %58.746			

Tablo 1'deki bulgular doğrultusunda ölçeğe ilişkin birinci faktörde (Bilgiyi Kazanma ve Kullanma Olarak Öğrenme) yer alan maddelerin yüklerinin 0.753 ile 0.440 arasında değiştiği, ikinci faktördeki Kişisel Değişim Olarak Öğrenme) maddelerin faktör yük değerlerinin 0.767 ile 0.643 arasında değiştiği ve üçüncü faktördeki (Sosyal Beceri Olarak Öğrenme) maddelerin faktör yük değerlerinin ise 0.933 ile 0.891 arasında değiştiği görülmektedir. Diğer taraftan, birinci faktörün açıkladığı varyans oranı %21.363, ikinci faktörün açıkladığı varyans oranı %18.891 ve üçüncü faktörün açıkladığı varyans oranı ise %18.891 olarak bulunmuştur. Ayrıca, ölçeğin toplam açıkladığı varyans oranı ise %58.746 olarak saptanmıştır. Faktör analizinde %40 ile %60 arasında değişen varyans oranları ideal olarak kabul edilmektedir (Kline, 1994).

İlköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışları ölçeğinin madde analiz çözümlemesi varimax faktör analiz tekniği ile yapılan döndürme işlemi sonunda, ölçeğin üç faktörlü olduğuna karar verilmiştir. Ancak, ortaya çıkan bu durumu daha net görmek amacıyla Cattell'in scree sınaması (Kline, 1994) yapılarak maksimum anlamlı faktör sayısı ile ilgili olarak Grafik 1 elde edilmiştir.



Grafik 1. Scree Sınaması Grafiği

Grafikte dikey eksen özdeğer miktarlarını, yatay eksen ise faktörleri göstermektedir. Grafik faktörlerin özdeğerleriyle eşleştirilmesi sonucunda bulunan noktaların birleştirilmesi ile elde edilir. Grafikte yüksek ivmeli, hızlı düşüşlerin yaşandığı faktör önemli faktör sayısını vermektedir. Yatay çizgiler faktörlerin getirdikleri ek varyansların katkılarının birbirine yakın olduğunu göstermektedir (Büyüköztürk, 2007; Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2010). Scree sınaması grafiğinde (Bkz. Grafik 1), grafik eğrisinin hızlı bir düşüş gösterdiği nokta üçüncü faktörün olduğu yerdir. Dördüncü noktadan sonra eğitim bir plato yapmaktadır. Nitekim bu noktadan sonraki faktörlerin varyansa yaptıkları katkı hem küçük, hem de yaklaşık olarak aynıdır (Fabrigar ve diğerleri, 1999). Bu sebeple geliştirilen ölçeğin üç faktörlü olduğu söylenebilir. Ayrıca belirlenen üç faktöre ilişkin korelasyon değerleri Tablo 2'de belirtilmiştir.

Tablo 2.

Ölçeğin Faktörleri Arasındaki İlişki

Faktörler	X	Sx	1	2	3
Bilgiyi Kazanma ve Kullanma Olarak Öğrenme	3.78	5.82	-	.567**	.433**
Kişisel Değişim Olarak Öğrenme	4.14	3.98	.567**	-	.375**
Sosyal Beceri Olarak Öğrenme	3.92	3.00	.433**	.375**	-

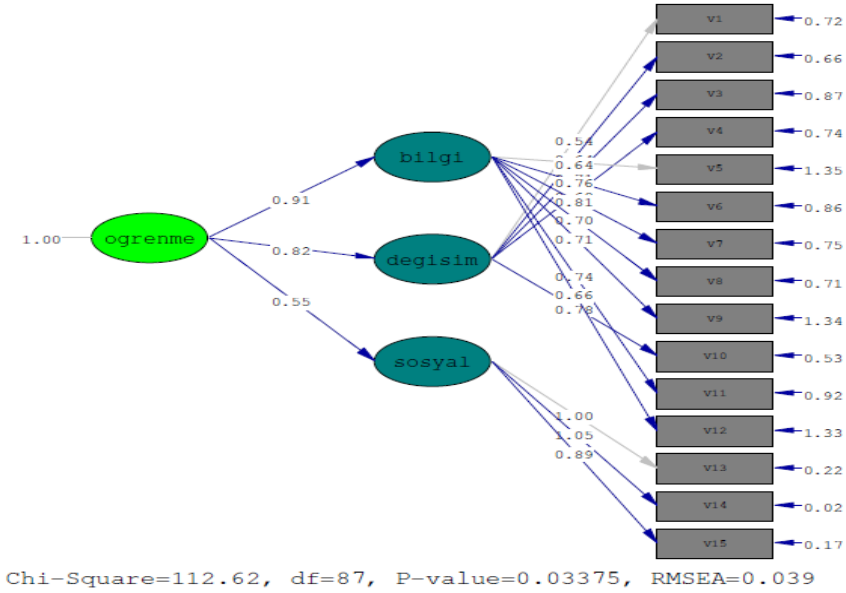
** $p < 0.01$

Tablo 2'de verilen ilköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışları ölçeğinin faktörleri arasındaki ilişkiye bakıldığında, ölçeğin faktörleri arasında pozitif ve doğrusal bir ilişki olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, ölçeğin alt boyutları arasında olumlu bir tutarlılığın olduğu sonuçlardan anlaşılmaktadır.

3.2. Doğrulayıcı Faktör Analizine İlişkin Bulgular

Geliştirilen ölçeğe ilişkin açıklayıcı faktör analizi yapıldıktan sonra, ortaya konulan modelin doğruluğunu test edebilmek amacıyla araştırmanın örnekleminde belirtilen niteliklere sahip 200 kişilik bir başka öğrenci grubundan elde edilen veriler üzerinde

doğrulayıcı faktör analizi yapılmıştır. Doğrulayıcı faktör analizi, geleneksel yöntemle yapılan faktör analizlerinden farklı olarak, daha önceden araştırmacı tarafından belirlenmiş faktör yapısının doğruluğunu test etmek amacıyla kullanılmaktadır. Bu tür analizlerde, ölçek maddeleri tarafından yapılandırıldığı düşünülen birden fazla gizil (örtük) değişkenin bir başka gizil değişken tarafından açıklandığı varsayılır ve bu varsayımın veri setine uygunluğu test edilir (Jöroskog ve Sörbom, 1993; Schumacher ve Lomax, 1996; Kline, 2005; Şimşek, 2007). Açımlayıcı faktör analizi sonucunda elde edilen 15 maddeli ve üç faktörlü ölçeğe doğrulayıcı faktör analizi uygulanmıştır. Doğrulayıcı faktör analizine ilişkin oluşan yapı Şekil 2’de görülmektedir.



Şekil 2. Ölçeğin Doğrulayıcı Faktör Analizi Bağlantı Diyagramı

Şekil 2 incelendiğinde, doğrulayıcı faktör analizinin bir sonucu olarak X^2/sd oranı 1.29 ($X^2/sd=112.62/87$) olarak saptanmıştır. İlgili alanyazında ki-kare uyum iyiliği ile serbestlik derecesi arasındaki oranın en fazla 3-4 veya bu oranlardan düşük olması gerektiği belirtilmektedir (Kline, 2005). X^2/sd oranının 3’den düşük olması faktör yapısının uyumlu olduğunu göstermektedir. Bunun yanında, diyagramda standardize edilmiş değerler gösterilmektedir. Şekil 2’deki diyagramda gizil değişkenler ile gözlenen değişkenler arasındaki değerlerin hiç birinin 1’in üzerinde olmadığı, dolayısıyla gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon değerlerinin uygun düzeyde olduğu kanısına varılmıştır (Jöroskog ve Sörbom, 1993; Schumacher ve Lomax, 1996; Thompson, 2004; Kline, 2005). İlgili alanyazında, GFI ve AGFI indekslerinin 1’e eşit olması mükemmel uyuma işaret etmektedir (Schumacher ve Lomax, 1996; Hooper, Coughlan ve Mullen, 2008). Bu çalışmada da, GFI 0.93 ve AGFI’da 0.90 olarak saptanmış olup, bu değerlerin uyum için yeterli olduğu ifade edilebilir. Çalışmada, bununla birlikte, RMSEA değeri de 0.039 olarak saptanmış olup, bu değer mükemmel uyum iyiliğine karşılık gelmektedir (Jöroskog ve Sörbom, 1993; Schumacher ve Lomax, 1996; Brown, 2006). Yapılan araştırmada RMR değeri 0.064 ve SRMR değeri

ise 0.045 olarak saptanmış olup, bu değerler iyi uyum iyiliğine tekabül etmektedir. Alanyazında, RMR ve SRMR değerlerinin 0.08'e eşit veya bu değerden düşük olması uyumun iyi olduğu anlamına gelmektedir (Brown, 2006). CFI değerinin 0.95'e eşit veya bu değerden büyük olması mükemmel uyuma işaret etmektedir (Thompson, 2004). Çalışmada CFI değeri 0.98 olarak saptanmıştır. Elde edilen bu değer mükemmel uyum olarak değerlendirilmektedir. Bunun yanında, NFI ve NNFI değerlerinin de 0.95'e eşit veya bu değerden büyük olması mükemmel uyum iyiliğine işaret etmekle birlikte, çalışmada NFI değeri 0.92 olarak, NNFI değeri ise 0.97 olarak hesaplanmıştır. Elde edilen bu değerler de mükemmel uyuma işaret etmektedir (Sümer, 2000). Elde edilen sonuçların her biri teker teker mükemmel uyum değerlerine sahip olmasalar bile, elde edilen sonuçlar bu değerlerin kabul edilebilir sınırlar içinde olduğunu ortaya koymaktadır. Bu bulgular, ilköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışları ölçeğinin faktör yapısını doğrular niteliktedir. Sonuç olarak, elde edilen veriler ışığında söz konusu maddelerin üç faktörlü yapıyla uyumlu olduğu belirtilebilir.

3.3. Güvenirliliğe İlişkin Bulgular

Ölçeğin iç geçerliliğinin tespiti için bağımsız gruplar-t test uygulanmıştır. Öncelikle ölçek puanları küçükten büyüğe doğru sıralanmış ve grubun %27'lik alt ve üst kısmı hesaplanmıştır. %27'lik alt ve üst dilimde kalan 54'er kişinin aldıkları madde başına toplam puanlar Tablo 3'de karşılaştırılmıştır.

Tablo 3.

Ölçek Maddelerinin Ayırt Edicilik Güçlerinin Belirlemek Amacıyla Yapılan Bağımsız Grup t-testi Sonuçları

Maddeler	Gruplar	X	Sx	t	p
M1	Üst _{%27}	4.90	0.29	5.964**	.000
	Alt _{%27}	3.68	1.47		
M2	Üst _{%27}	4.61	0.68	7.306**	.000
	Alt _{%27}	3.24	1.19		
M3	Üst _{%27}	4.57	0.74	6.287**	.000
	Alt _{%27}	3.20	1.41		
M4	Üst _{%27}	4.70	0.74	5.332**	.000
	Alt _{%27}	3.59	1.33		
M5	Üst _{%27}	4.44	0.88	8.212**	.000
	Alt _{%27}	2.70	1.28		
M6	Üst _{%27}	4.68	0.50	9.483**	.000
	Alt _{%27}	2.83	1.34		
M7	Üst _{%27}	4.64	0.55	9.438**	.000
	Alt _{%27}	2.83	1.29		
M8	Üst _{%27}	4.75	0.47	9.366**	.000
	Alt _{%27}	3.05	1.25		
M9	Üst _{%27}	4.64	0.67	9.832**	.000
	Alt _{%27}	2.55	1.40		
M10	Üst _{%27}	4.75	0.51	8.302**	.000
	Alt _{%27}	3.24	1.24		
M11	Üst _{%27}	4.62	0.52	8.758**	.000
	Alt _{%27}	2.92	1.32		
M12	Üst _{%27}	4.59	0.74	7.990**	.000
	Alt _{%27}	2.85	1.41		
M13	Üst _{%27}	4.53	0.63	8.916**	.000

İlköğretim Öğrencilerinin Öğrenme Anlayışları Ölçeği...

	Alt _{%27}	2.85	1.23		
M14	Üst _{%27}	4.57	0.60	9.188**	.000
	Alt _{%27}	2.94	1.15		
M15	Üst _{%27}	4.53	0.63	8.097**	.000
	Alt _{%27}	3.11	1.12		

Tablo 3 incelendiğinde, madde ayırt ediciliğinin belirlenmesi için ölçekten elde edilen ham puanlar büyükten küçüğe doğru sıralandığı görülmektedir. Bu sıralama sonucuna alt %27 ve üst %27'yi oluşturan grupların, puan ortalamaları bağımsız grup t-testi ile karşılaştırılmıştır. Bağımsız grup t-testi sonucunda maddelerden elde edilen puanların üst ve alt grup ortalamaları arasında tüm ölçek maddeleri için $p < 0.01$ düzeyinde anlamlı bir fark olduğu tespit edilmiştir. Bu durum, maddelerin kendi içinde ayırt ediciliğinin yüksek olduğunu ve iç geçerliliğe sahip olduğunu göstermektedir.

Diğer yandan, hazırlanan ilköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışları ölçeğinin güvenilirliği iki yolla hesaplanmıştır. Bunlar; (i) Cronbach Alpha katsayısı ve (ii) Spearman Brown iki yarı testidir. Bunlardan birincisi olan Cronbach Alpha iç tutarlılık katsayısı hesaplanmış ve ölçeğin Cronbach Alpha katsayısı 0.87 olarak bulunmuştur. Ayrıca, ölçeğin ilk faktörünün (Bilgiyi Kazanma ve Kullanma Olarak Öğrenme) Cronbach Alpha katsayısı 0.79, ikinci faktörünün (Kişisel Değişim Olarak Öğrenme) 0.80 ve üçüncü faktörünün (Sosyal Beceri Olarak Öğrenme) ise 0.94 olarak tespit edilmiştir. İlgili alanyazında birden fazla derecelendirmeye sahip ölçeklerine ilişkin güvenilirlik çalışmalarında 0.60 ile 0.70 düzeyindeki katsayıların yeterli olduğu ileri sürülmektedir (Cronbach, 1990). Bu açıdan, ölçeğin elde edilen Cronbach Alpha güvenilirlik katsayısı çok iyi şekilde değerlendirilebilir. Bu nedenle ölçeğin güvenilir bir yapıya sahip olduğu belirlenmiştir. İkincisi ise testi yarılama yöntemiyle ölçeğin güvenilirliği hesaplanmış, testin Spearman Brown iki yarı testi korelasyonu 0.82 olarak bulunmuştur. Bu katsayı ilgili alanyazında iyi kabul edilen değerler içerisindedir. Alanyazında 0.80'in üzerindeki değerler iyi olarak nitelenmektedir (Büyüköztürk, 2002). Testi yarılama güvenilirliği, bir testi iki kere uygulamanın veya bir testin iki eşdeğer formunun hazırlanmasının güç olduğu ve testin tek bir değişkeni ölçtüğü durumlarda başvurulması gereken bir yöntemdir (Özen, Gülaçtı ve Kandemir, 2006). Testi yarılama yöntemi ile elde edilen güvenilirlik iç tutarlılık olarak da bilinmektedir. Ayrıca, eğitim programlarını değerlendirme ölçeğinin bütününe ilişkin madde analizi işlemleri yapılmış olup, madde analizine ilişkin bulgular Tablo 4'de gösterilmektedir.

Tablo 4.
Ölçeğin Bütününe İlişkin Madde Analizi İşlemleri

Madde	X	Sx	Madde Toplam
M1	4.44	1.00	.528
M2	4.08	1.03	.541
M3	3.89	1.17	.484
M4	4.20	1.05	.467
M5	3.55	1.32	.441
M6	3.82	1.19	.541
M7	3.89	1.18	.577
M8	3.94	1.09	.558
M9	3.68	1.35	.478
M10	4.11	1.06	.631
M11	3.92	1.20	.547
M12	3.69	1.32	.483
M13	3.88	1.11	.556
M14	3.92	1.05	.584
M15	3.96	0.97	.585

Tablo 4’de ilköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışlarına yönelik puanların aritmetik ortalama, standart sapma ve madde toplam istatistiklerine yer verilmiştir. Ölçek puanlarının ortalaması 3.93, standart sapmalarının ortalaması ise 0.696 olarak belirlenmiştir. Madde toplam analizi için gerçekleştirilen Pearson momentler çarpımı korelasyon analizi sonucunda ise ölçekte yer alan tüm maddelerin toplam puanla $p<0.01$ düzeyinde anlamlı ilişki sergilediği saptanmıştır. Bununla birlikte, geliştirilen ölçeğin üç alt boyutuna ilişkin güvenilirlik katsayıları ise Tablo 5’de sunulmaktadır.

Tablo 5.
Ölçeğinin Faktörlerinin Cronbach Alpha Güvenirlik Katsayıları

Faktörler	Madde No	Güvenirlik Katsayısı
Bilgiyi Kazanma ve Kullanma Olarak Öğrenme	5 6 7 8 9 11 12	0.79
Kişisel Değişim Olarak Öğrenme	1 2 3 4 10	0.80
Sosyal Beceri Olarak Öğrenme	13 14 15	0.94

Tablo 5’deki bulgulara bakıldığında, ölçeğe ait alt boyutların Cronbach Alpha güvenilirlik katsayılarının 0.79 ile 0.94 arasında değiştiği görülmektedir. Güvenirlik analizinde Cronbach Alpha değerinin en az 0.70 olması gerektiği (Anderson, 1988; Cronbach, 1990; Kline, 1994; Peers, 1996) göz önünde bulundurulduğunda, ölçeğin tümünün yanı sıra her bir alt boyutunun da oldukça güvenilir değerlere sahip oldukları söylenebilir.

4. SONUÇLAR VE TARTIŞMA

Bu çalışmanın amacı, ilköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışlarını belirlemede kullanılabilecek geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı geliştirmektir. Bu bağlamda, toplam 15 maddeye sahip olan ilköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışları ölçeği öğrencilere uygulanmış ve yapılan açımlayıcı faktör analizi sonucunda ölçeğin üç faktörlü bir yapıya sahip olduğu saptanmıştır.

Ölçekteki maddelerden faktör yükü 0.40 ve bu değer üstünde olan maddeler işler durumda kabul edilerek analiz için seçilmiştir. Yapılan faktör analizi sonucunda, ölçeğin toplam 15 maddeden oluştuğu saptanmıştır. Bu çalışmada özdeğer 1.00 olarak alınmış ve özdeğeri 1.00'den büyük üç faktör belirlenmiştir. Yapılan çözümlenmeye göre, deneme ölçeğindeki maddelerin yedisi birinci faktörde, beşi ikinci faktörde ve üçü de üçüncü faktörde toplanmıştır. Asal eksenlere göre döndürülmüş temel bileşenler analizi sonuçlarına göre ölçek üç boyutlu bir ölçek olarak belirlenmiştir. Geliştirilen ölçeğin üç faktörden meydana geldiği belirlenmiş ve bu faktörlerin açıkladığı toplam varyans oranı Faktör-1 (Bilgiyi Kazanma ve Kullanma Olarak Öğrenme) için %16.511, Faktör-2 (Kişisel Değişim Olarak Öğrenme) için %16.093 ve Faktör-3 (Sosyal Beceri Olarak Öğrenme) için ise %13.135 olarak hesaplanmıştır. Ulaşılan varyans oranları ne kadar yüksek olursa, ölçeğin faktör yapısı da o kadar güçlü olmaktadır. Ancak, sosyal bilimlerde yüksek varyans oranına ulaşmak çoğu zaman pek mümkün olmamaktadır (Tavşancıl, 2005). Alanyazında, %40 ile %60 arasında değişen varyans oranları ideal olarak kabul edildiği düşünüldüğünde bu çalışmada elde edilen varyans miktarının ideal düzeyde olduğu söylenebilir (Scherer, 1988). Yapılan analizde, ayrıca, ölçeğin KMO değeri 0.848, Bartlett test sonucu ise $[X^2=1437.956/sd=105, p<.000]$ olarak bulunmuştur. Buna göre, Bartlett testinin sonucu 0.05 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bartlett testine göre değişkenler arasında bir korelasyon bulunmakta ve faktör analizi bu değişkenlere uygulanmaktadır. Ölçeğin bütün olarak Cronbach Alpha güvenilirlik katsayısı 0.87 olarak hesaplanmıştır. Ölçeğin birinci faktörünün Cronbach Alpha değeri 0.79, ikinci faktörünki 0.80 ve üçüncü faktörünki ise 0.94 olarak hesaplanmıştır. Güvenirlik analizinde Alpha değerinin en az 0.70 olması gerektiği (Anderson, 1988; Cronbach, 1990; Kline, 1994; Peers, 1996) göz önünde bulundurulduğunda, ölçeğin tümünün yanı sıra, her bir alt boyutunun da oldukça güvenilir bir düzeyde olduğu ifade edilebilir. Bunun yanında, öğretmenlerin ölçekten aldıkları puanlar ile ölçeğin faktörleri arasında pozitif ve doğrusal bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Buradan hareketle, faktörler arasında bir tutarlılığın olduğu söylenebilir. Ancak Şimşek (2007), sağlam kuramsal temele sahip olmayan bir ölçeğin, açıklayıcı faktör analizinde çok iyi sonuçlar verse dahi, aynı sonucun doğrulayıcı faktör analizinden elde edilemeyebileceğini ifade etmektedir. Bu sebeple, çalışmada açıklayıcı faktör analizi analizinin yanı sıra, doğrulayıcı faktör analizine de yer verilmesi uygun bulunmuştur. Açıklayıcı faktör analizinden sonra ölçeğe doğrulayıcı faktör analizi de uygulanmış olup, üç faktörlü olarak belirlenen ölçeğin doğrulayıcı faktör analizinde de uygun değerler vermesi $[X^2/sd=112.62/87; GFI=0.93; AGFI=0.90; RMSEA=0.039; CFI=0.98; NFI=0.92; NNFI=0.97; RMR=0.064; SRMR=0.045]$, geliştirilen ölçeğin kuramsal temelini oldukça sağlam olduğunun bir kanıtı olarak değerlendirilebilir (Jöreskog ve Sörbom, 1993; Schumacher ve Lomax, 1996; Tabascnick ve Fidell, 2001; Thompson, 2004; Kline, 2005; Brown, 2006). Yapılan açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör analizleri sonucunda elde edilen değerler itibari ile geliştirilen ölçeğin geçerli, güvenilir ve kuramsal temeli sağlam bir ölçek olduğu belirtilebilir.

İlköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışları ölçeğinin geçerlik ve güvenilirlik çalışmasına ilişkin bulgular değerlendirildiğinde, geliştirilen bu ölçeğin ilköğretim öğrencilerinin öğrenme anlayışlarını belirlemede kullanılabileceği söylenebilir. Nitekim, sınıfta, öğrencilerine derin öğrenmeler ve anlamalar kazandırmak isteyen bir öğretmenin, öncelikle öğrencilerinin sahip oldukları öğrenme anlayışlarını bilmesi ve yakından tanınması gerekmektedir. Öğrenmeyi, yalnızca bilgi alma ve onu ezberleme

olarak gören bir öğrencinin anlamlı ve derinlemesine öğrenmeler gerçekleştirilmesi söz konusu olamaz. Bu açıdan öğretmenin, öğrencilerinin sahip oldukları öğrenme anlayışlarını belirleyerek elde edilen sonuca göre öğretme faaliyetlerini gerçekleştirmesi, yüzeysel öğrenme anlayışına sahip olan öğrencilerin derinlemesine öğrenme anlayışı kazanabilmeleri için öğretim yöntem ve teknikleri ile öğrenme ortamını gözden geçirmesi oldukça önemlidir. Bu anlamda, elde edilen bulgular ışığında çalışmada geliştirilen ölçeğin ilgili alanyazındaki önemli bir boşluğu doldurduğu ve sahip olduğu psikometrik özelliklerle gelecek çalışmalarda kullanılabileceği belirtilebilir. Bunun yanında, geliştirilen bu ölçeğin ortaöğretim öğrencilerine de uyarlanarak, ölçeğin bu gruptaki geçerlik ve güvenilirlik çalışmalarının test edilmesi önerilmektedir. Ayrıca, öğretmenlerin öğrenme anlayışlarını konu alan bir ölçeğin geliştirilmesi de burada oldukça önemli görülmektedir. Bu çalışma, göreceli olarak sınırlı sayıda bir örneklem grubu ile gerçekleştirilmiş olup, ölçeğe ilişkin ileri doğrulayıcı faktör analizi çalışmaları daha büyük örneklem grupları ile de yapılabilir.

KAYNAKLAR

- Anderson L. W. (1988). Attitudes and their measurement. Keeves, J. P. (Ed.), *Educational research, methodology and measurement: An international handbook*. New York: Pergamon Press.
- Baeten, M., Kyndt, E., Struyven, K. & Dochy, F. (2010). Using student-centred learning environments to stimulate deep approaches to learning: Factors encouraging or discouraging their effectiveness. *Educational Research Review*, 5(3), 243-260.
- Biggs, J. (1993). What do inventories of students' learning process really measure? A theoretical review and clarification. *British Journal of Educational Psychology*, 83, 3-19.
- Bilen, M. (1990). *Plandan uygulamaya öğretim*. 2. Baskı. Ankara: Gelecek Yayıncılık.
- Blake, D. & Smith, P. (2008) *Examining the significance of different conceptions of learning*. 5-7 November. Paper presented at the Australian association for research in education conference, Fremantle, Western Australia.
- Boulton-Lewis, G., Marton, F., Lewis, D. & Wilss, L. (2004). A longitudinal study of learning for a group of indigenous Australian university students: Dissonant conceptions and strategies. *Higher Education*, 47(1), 91-111.
- Brooks, J. G. & Brooks, M. G. (1999). *In search of understanding: The case for constructivist classrooms*. Revised Ed. Alexandria, VA: Association for Supervision and Curriculum Development.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New Jersey: Guilford Publications.
- Burnett, P. C., Pillay, H. & Dart, B. C. (2003). The influences of conceptions of learning and learner self-concept on high school students' approaches to learning. *School Psychology International*, 24(1), 54-66.
- Büyüköztürk, Ş., Çakmak Kılıç, E., Akgün, Ö. E., Karadeniz, Ş. ve Demirel, F. (2008). *Bilimsel araştırma yöntemleri*. Ankara: Pegem A Yayınları.
- Büyüköztürk, Ş. (2007). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. 12. Baskı. Ankara: Pegem A Yayınları.
- Büyüköztürk, Ş. (2002). Faktör analizi: Temel kavramlar ve ölçek geliştirmede kullanımı. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 32, 470-483.

- Byrne, M., Flood, B. & Willis, P. (2009). An inter-institutional exploration of the learning approaches of students studying accounting. *International Journal of Teaching and Learning in Higher Education*, 20, 155-167.
- Byrne, M. & Flood, B. (2004). Exploring the conceptions of learning of accounting students. *Accounting Education*, 13(1), 25-37.
- Cano, F. & Cardelle-Elawar, M. (2004). An integrated analysis of secondary school students' conceptions and beliefs about learning. *European Journal of Psychology of Education*, 19(2), 167-187.
- Cronbach L. J. (1990) *Essentials of psychological testing*. 5th Ed. New York: Harper Collins Publishers.
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G. ve Büyüköztürk, Ş. (2010). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik*. Ankara: Pegem Akademi Yayınları.
- Çolak, E. ve Fer, S. (2007). Öğrenme yaklaşımları envanterinin dilsel eşdeğerlik, güvenilirlik ve geçerlik çalışması. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(1), 197-212.
- Dahlin, B. & Regmi, M. P. (1997). Conceptions of learning among Nepalese students. *Higher Education*, 33, 471-493.
- Dart, B. C., Burnett, P. C., Purdie, N., Boulton-Lewis G., Campbell, J. & Smith, D. (2000). Students' conceptions of learning, the classroom environment, and approaches to learning. *Journal of Educational Research*, 93, 262-270.
- Driscoll, M. P. (2000). *Psychology of learning for instruction*. Boston: Allyn and Bacon.
- Duell, O. K. & Schommer, M. (2001). Measures of people's beliefs about knowledge and learning. *Educational Psychology Review*, 13, 419-449.
- Edmunds, R. & Richardson, J. (2009). Conceptions of learning, approaches to studying and personal development in UK higher education. *British Journal of Educational Psychology*, 79, 295-309.
- Ekinci, N. (2008). *Üniversite öğrencilerinin öğrenme yaklaşımlarının belirlenmesi ve öğretme-öğrenme süreci değişkenleri ile ilişkileri*. Yayımlanmamış doktora tezi, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Eklund-Myrskog, G. (1998). Students' conceptions of learning in different educational contexts. *Higher Education*, 35, 299-316.
- Entwistle, N., McCune, V. & Walker, P. (2001). Conceptions, styles, and approaches within higher education: Analytic abstractions and everyday experience. Sternberg, R. J. & Zhang, L. F. (Eds.), *Perspectives on thinking, learning, and cognitive styles*. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C. & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299.
- Ferguson, F. & Takane, Y. (1989). *Statistical analysis in psychology and education*. New York: McGraw-Hill.
- Fraenkel, J. R. & Wallen, N. E. (2000). *How to design and evaluate research in education*. New York: McGraw-Hill.
- Hambleton, R. K. & Patsula, L. (1999). Increasing the validity of adapted tests: Myths to be avoided and guidelines for improving test adaptation practices. *Journal of Applied Testing Technology*, 1, 1-13.

- Hofer, B. K. & Pintrich, P. R. (1997). The development of epistemological theories: Beliefs about knowledge and knowing and their relation to learning. *Review of Educational Research*, 67(1), 88-140.
- Hooper, D., Coughlan, J. & Mullen, M. (2008). Structural equation modeling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the simplis command language*. Lincolnwood: Scientific Software International, Inc.
- Kılıç, M. (2011). Öğrenmenin doğası. Yeşilyaprak, B. (Ed.), *Eğitim psikolojisi: Gelişim-öğrenme-öğretim*. 8. Baskı. Ankara: Pegem Akademi Yayıncılık.
- Klatter, E. B., Lodewijks, H. G. L. C. & Aarnoutse, C. A. J. (2000). Learning conceptions of young students in the final year of primary education. *Learning and Instruction*, 11(6), 485-516.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modelling*. New York: Guilford Publications, Inc.
- Kline, P. (1994). *An easy guide to factor analysis*. London: Routledge.
- Marsh, H. W., Balla, J. R. & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factory analysis: The effects of sample size. *Psychological Bulletin*, 103(3), 391-410.
- Marshall, D., Summer, M. & Woolnough, B. (1999). Students' conceptions of learning in an engineering context. *Higher Education*, 38, 291-309.
- Marton, F. & Booth, S. (1997). *Learning and awareness*. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Marton, F., Dall'Alba, G. & Beaty, E. (1993). Conceptions of learning. *International Journal of Educational Research*, 19(3), 277-300.
- Mayer, R. E. (1982). Learning. Mitzel, H. E. (Ed.), *Encyclopedia of educational research*. New York: Free Press.
- McMillan, J. H. & Schumacher, S. (2006). *Research in education: Evidence based inquiry*. Boston: Brown and Company.
- Murphy K. R. & Davidshofer (1991). *Psychological testing: Principles and applications*. New Jersey: Prentice-Hall.
- Özen, Y., Gülaçtı, F. ve Kandemir, M. (2006). Eğitim bilimleri arařtırmalarında geerlik ve gvenirlik sorunsalı. *Erzincan Eėitim Fakltesi Dergisi*, 8(1), 69-89.
- Peers, I. (1996). *Statistical analysis for education and psychology researchers: Tools for researchers in education and psychology*. London: Falmer Press.
- Pillay, H., Purdie, N. & Boulton-Lewis, G. (2000). Investigating cross-cultural variations in conceptions of learning and the use of self-regulated strategies. *Education Journal*, 28(1), 65-84.
- Prosser, M. & Millar, R. (1989). The how and what of learning physics. *European Journal of Psychology of Education*, 4(4), 513-528.
- Purdie, N. & Hattie, J. (2002). Assessing students' conceptions of learning. *Australian Journal of Educational and Developmental Psychology*, 2, 17-32.
- Purdie, N., Douglas, G. & Hattie, J. (1996). Student conceptions of learning and their use of self-regulated learning strategies: A cross-cultural comparison. *Journal of Educational Psychology*, 88(1), 87-100.

- Reid, A. & Leat, D. (2009). *Developing students' conceptions of learning through formative assessment*. 10-12 May. Paper presented at the BERA Annual Conference, Manchester.
- Reuterberg, S. & Gustafsson, J. E. (1992). Confirmatory factor analysis and reliability: Testing measurement model assumptions. *Educational and Psychological Measurement*, 52, 795-811.
- Säljö, R. (1979). *Learning in the learner's perspective: I. Some common sense conceptions*. Göteborg, Sweden: University of Göteborg the Department of Education.
- Scherer, R. F. (1988). Dimensionality of coping: Factor stability using the ways of coping questionnaire. *Psychological Report*, 62, 76-770.
- Schommer, M., Crouse, A. & Rhodes, N. (1992). Epistemological beliefs and mathematical text comprehension: Believing it is simple does not make it so. *Journal of Educational Psychology*, 84, 435-443.
- Schumacker, R. E. & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Senemoğlu, N. (2004). *Gelişim, öğrenme ve öğretim: Kuramdan uygulamaya*. 4. Baskı. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Sümer, N. (2000). Yapısal eşitlik modelleri. *Türk Psikoloji Yazıları*, 3(6), 49-74.
- Şencan, H. (2005). *Sosyal ve davranışsal ölçümlerde güvenilirlik ve geçerlilik*. Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Şimşek, Ö. F. (2007). *Yapısal eşitlik modellemesine giriş: Temel ilkeler ve LISREL uygulamaları*. Ankara: Ekinoks Yayınevi.
- Tabachnick B. G. & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. 4th Ed. MA: Allyn and Bacon.
- Tavşancıl, E. (2005). *Tutumların ölçülmesi ve SPSS ile veri analizi*. Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. Washington: American Psychological Association.
- Trigwell, K. & Prosser, M. (1992). Improving the quality of student learning: the influence of learning context and student approaches to learning on learning outcomes. *Higher Education*, 22, 251-266.
- Tsai, C. C. (2004). Conceptions of learning science among high school students in Taiwan: A phenomenographic analysis. *International Journal of Science Education*, 26(14), 1733-1750.
- Topkaya, N., Yaka, B. ve Öğretmen, T. (2011). Öğrenme ve ders çalışma yaklaşımları envanterinin uyarlanması ve ilgili yapılarla ilişkisinin incelenmesi. *Eğitim ve Bilim*, 36(159), 192-204.
- Turner, M. & Baskerville, R. (2011). *Change in conception of learning: A missing ingredient to support deep learning*. 3-5 July. Paper presented at AFAANZ conference, Darwin.
- Tynjälä, P. (1997). Developing education student' conceptions of the learning process in different learning environments. *Learning and Instruction*, 7(3), 277-292.
- Van Rossum, E. J., Deijkers, R. & Hamer, R. (1985). Students' learning conceptions and their interpretations of significant educational concepts. *Higher Education*, 14, 617-641.

- Van Rossum, E. J. & Schenk, S. M. (1984). The relationship between learning conception, study strategy and learning outcome. *British Journal of Educational Psychology*, 54, 73-83.
- Vermunt, J. & Vermetten, Y. (2004). Patterns in student learning: Relationships between learning strategies, conceptions of learning, and learning orientations. *Educational Psychology Review*, 16(4), 359-384.
- Vermunt, J. & Rijswijk, F. V. (1988). Analysis and development of students' skill in self-regulated learning. *Higher Education*, 17(6), 647-682.
- Woolfolk, A. (1998). *Educational psychology*. 7th Ed. Boston: Allyn and Bacon.
- Yılmaz, V. ve Erçelik, H. E. (2009). *LISREL ile yapısal eşitlik modellemesi*. Ankara: Pegem Akademi Yayınları.