



Yansıtıcı Öğrenme Anlayışı Ölçeği: Türkçe 'ye Uyarlama, Geçerlik ve Güvenilirlik Çalışması

Reflection-in-Learning Scale: An Adaptation to Turkish, Validity and Reliability Study

Şenel ELALDI^a, Çetin SEMERCİ^b

^aCumhuriyet Üniversitesi, Turizm Fakültesi, Sivas, Türkiye

^bBartın Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, Eğitim Bilimleri, Bartın, Türkiye

Öz

Bu çalışmanın amacı, yansıtıcı düşünmenin gelişimine yönelik olarak öğrencilerin kendi öğrenme deneyimlerini öğrenme ortamına yansıtılmalarını sağlamak için kullanılacak ve yabancı dilde geliştirilmiş bir ölçeğin Türkçeye uyarlama çalışmalarını gerçekleştirmektir. Bu doğrultuda Sobral (2000) tarafından geliştirilmiş olan Reflection-in-Learning Scale'in" çevirisi yapılarak geçerlik ve güvenilirlik çalışmalarına yer verilmiştir. Orijinalinde tek boyutlu ve 14 maddeden oluşan ve Cronbach alfa güvenilirlik değeri. 81 olarak bulunan ölçeğin açımlayıcı ve tanımlayıcı faktör analizleri ile birlikte güvenilirlik çalışmaları Cumhuriyet Üniversitesi Tıp Fakültesinde öğrenim gören 237 öğrenciye uygulanarak yapılmıştır. Bu çalışmalar sonucunda elde edilen tek boyutlu ve toplam 10 maddeden oluşan, olumsuz madde bulunmayan 7 li Likert tipine göre derecelendirilmiş Türkçe ölçeğin geçerli ve güvenilir olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Türkçe ölçeğin KMO değerinin. 85; Bartlett testi sonucunun χ^2 : 718,047; df: 45; p: .000 ve toplam Cronbach Alpha güvenilirlik değerinin ise. 83 olduğu belirlenmiştir.

Abstract

The aim of this study is to adapt "Reflection-in-Learning Scale" developed by Sobral (2000) in Turkish in order to appraise the reflective learning process of students. First the scale was translated into Turkish and then the validity and reliability of the Turkish translation of the scale were assessed. The original version of the scale has one dimension and 14 items. Cronbach alpha reliability coefficient of the original scale is .81. Adapted version of the scale was administered to 237 students of medical faculty from Cumhuriyet University, Sivas to determine its validity and reliability. The results of exploratory, confirmatory factor analyses show that a 7-point Turkish version of the scale which has one dimension like the original version and has a total of ten items is a valid and reliable scale with .85 KMO value, χ^2 : 718,047; df: 45; p: .000 Bartlett's test and .83 Cronbach alpha reliability coefficient.

Anahtar Kelimeler

yansıtma
yansıtıcı öğrenme
öğrenmede yansıtma
geçerlik
güvenilirlik

Keywords

reflection
reflective learning
reflection in learning
validity
reliability

Extended Abstract

The aim of the study is to adapt “Reflection-in-Learning Scale” (RLS) designed to apprise self-reflection in learning by Sobral (2000) in Turkish. The scale operates at 3 related areas, decision making process of initial learning, up gradation of learning and learner’s self-appraisal with different measures of personal knowledge – self-efficacy for self-regulated learning, meaningfulness of the learning experience, self-confidence as learner, and deep approach to learning – (Sobral, 2000, 2001). The RLS described by Sobral, (2000) was designed for the entire medical program and is a 14-item one dimension questionnaire that assesses the reflective learning process using a 7-point Likert scale with scores ranging from 14 to 98. The alpha reliability coefficient (internal consistency) for this scale was 0.81 and test-retest correlation was 0.65 after 3 months. In the adaptation and the validation process of the English version of the RLS, the study consisted of three phases: (1) scale forward and back-translation; (2) a pilot study for verification of translated items; and (3) investigation of validity and reliability.

In the first phase, the forward translators were Turkish, but highly proficient in English, who aimed to do a conceptual translation. An expert panel, including these three translators working in the department of Foreign Languages of a university and having post graduate education in Educational Sciences discussed the translated version and agreed on an initial version of the YOAO in the Turkish language. This initial version was given for back-translation to another independent translator, who works as an assistant professor in English Language and Literature department of a university and had no knowledge of the original RLS. After additional discussions with the expert panel, a second version of the test was obtained.

In the second phase, a pilot study was initiated during which the second version of the YOAO was administered to 10 medical students and tested in terms of comprehensibility of items. Several changes were discussed and made by the expert panel in order to clarify the use of several expressions. At the end of this phase, the final version of the YOAO was elaborated. The first Turkish and English forms were carried out at three week intervals by 48 students who are undergraduate and have a good level of English in order to examine the correlation between the two forms. The correlation between English and Turkish forms was found meaningful at the 0.05 level and both scales were accepted as equivalent.

In the third phase, the preliminary instrument was administered to 237 students of medical faculty from Cumhuriyet University, Sivas to determine its validity and reliability. Of these 237 students working in clinical practice, 101 (42.6%) were Year 4, 80 (33.7%) were Year 5 and 56 (23.7%) were Year 6 students. In order to determine the construct validity of the scale, the values for the KMO (.89) and Bartlett’s test of sphericity ($\chi^2= 1209,614$; $p < .00$) were considered significant, and it was accepted that the survey data were appropriate for the factor analysis. First, the assessment of construct validity of the 14 item scale was performed by using principal component factor analysis with Varimax rotation. In order to decide the number of dimensions in the scale, the eigenvalues, percentage of total variance explained, and factor loadings were examined. This analysis gave rise to a structure with two dimensions; however, results of the same analysis with one dimension was found to be easier to interpret. The one dimension with 10 items emerged accounting for 41.146 % of the total variance. According to Scherer, Wiebe, Luther, and Adams (1988), the percentage of total variance between 40% and 60% is appropriate in multifactorial designs for the research conducted in Social Sciences. The factor loadings of the items with eigenvalues higher than 1 varied between .54 and .79. Based on the exploratory factor analysis, 4 items were removed from the scale since their factor loadings were under the different dimensions. The values for the KMO (.85) and Bartlett’s test of sphericity ($\chi^2: 718,047$; $p < .00$) and Cronbach’s alpha reliability coefficient (.83) which revised again according to the last form of the one dimension and ten item instrument considered significant and reliable. According to Özdamar (1999), a Cronbach’s alpha coefficient of greater than .70 indicates high reliability. Since the Cronbach’s alpha coefficient in the YOAO is above .83, this scale was deemed highly reliable. In addition, item-total correlation was conducted to test the internal consistency of the items and item-total test correlations were found between 0.28 and 0.52 and meaningful at the level of 0.01. Values for an item-total correlation between 0 and 0.19 may indicate that the question is not discriminating well, values between 0.2 and 0.39 indicate good discrimination, and values 0.4 and above indicate very good discrimination (Büyükoztürk, 2011).

For the assessment of construct validity of the YOAO, confirmatory factor analysis was performed as well by using LISREL 8.7 to test the fit of the one dimension structure model of the scale. The fit index values were calculated as $\chi^2=122.41$, ($df=35$, $p=.00000$), $\chi^2 /sd=3.49$, RMSEA=.0103, NFI=.90, NNFI=.91 CFI=.93, GFI=.91, AGFI=.85, SRMR=.071 and factor loadings were found between 0.69 and 2.04. According to the values that Klem (2000), Schermelleh-Engel and Moosbrugger, (2003), Tanhan and Çam (2011) and Yılmaz and Çelik (2019) recommended, all the values are highly close to the best fit and have the property to express this fit. The results indicate that this 7-point Turkish version of the scale which has one dimension like the original version and has a total of ten items is a valid and reliable scale.

1. Giriş

Yansıtma kavramı, akıl yürütme, gözden geçirme, problem çözme, sorgulama, yansıtıcı yargılama, yansıtıcı düşünme, eleştirel yansıtma, yansıtıcı uygulama gibi anlamları içinde barındırmaktadır (Chapman, Dempsey ve Warren-Forward, 2008). Yansıtmayı oluşturan mekanizma bir deneyimin açıklanması, hangi öğrenme yöntemi uygulanıyorsa bu yöntemin bağlantılı olduğu kategoriye uygun olarak analizi ve öğrenme çıktılarının ifade edilmesi aşamalarından meydana gelir (Ash ve Clayton, 2004). Anlaşıldığı üzere deneyimler, bunların analizi ve ifade edilmesi aşamalarını içeren yansıtma, öğrenenlerin gelecekte hem dahi iyi seçimler ve eylemler yapabilmesi hem de genel etkililiği artırması için başkalarının deneyimlerinden de anlam çıkararak bütünleşmeyi sağlayan süreçtir (Rogers, 2001). Gelter (2003) ise yansıtma kavramını kullanırken yansıtıcı düşünme olarak ele almış ve bu kavramı, hayal kurma ya da genel düşünme gibi rastgele akan düşüncelerden uzak bilinçli yapılandırılmış düşünceleri kapsayan aktif odaklı bir süreç olarak açıklamıştır.

Fichtner'e (2005) göre yansıtıcı öğrenme kavramı yaklaşık 200 yıl önce Wilhelm von Humboldt tarafından eğitim için gerekli reformlardan biri olarak tanıtılmıştır. Humboldt sadece öğrenme ile değil aynı zamanda nasıl öğrenildiğinin öğrenilmesi ile ilgilenmiş ve orijinal ve yaratıcı düşüncelerin de öğrenmeye yansıtılması gerekliliği ileri sürmüştür. Hayatın kendisinin de bir eğitim ve gelişim olduğunu belirten Dewey (1960), öğrencilerin okulda öğrendiklerini yaşama yansıtmayı öğrenmelerinin de gerekliliğini savunmuştur ve yansıtıcı düşünmeyi açıklarken "bir inancın, kendisini destekleyen gerekçelerin ışığında öne sürülen bilginin ya da ortaya çıkma eğilimi gösteren sonuçların aktif, sürekli ve dikkatli bir şekilde değerlendirilmesi" (s. 9) olarak tanımlamıştır. Ayrıca yansıtıcı düşünmenin durumdan kuşkulama, tereddüt etme, şaşırma, zihinsel güçlük içermeye, arama, avlama, sorgulama, şüpheyi gidermek için gerekli materyal bulma etkinliklerini kapsamı bakımından düşünme adına uyguladığımız diğer işlemlerden ayrıldığına da tanımında yer vermiştir.

Yapılandırma sürecinin hakim olduğu mantıklı ve bilinçli bir düşünme süreci olan (Gelter, 2003) yansıtıcı düşünmede görüşler arasında anlamlı bir ilişkiye dayalı ardışıklık vardır. Bu ardışıklık basit bir şekilde fikirlerin arka arkaya sıralanması değil, fikirlerin kendinden önce ve sonra gelen fikirlerle ardışık şekilde birbirine bağlı olması yönündedir (Wilson ve Jan, 1993). Eğitim-öğretim süreci içerisinde yansıtıcı düşünmede, öğrencilerin merakını uyandıracak sınıf ortamı oluşturulması ve deneyimlerin paylaşılması önemlidir. Bu durum bireyin öğrenme ya da öğretme yöntemi ve düzeyine ilişkin etkililiğini ortaya çıkarmaya ve sorunları çözmeye yönelik düşünme süreci geliştirmelerine yardımcı olacaktır. Bu yüzden sınıfta oluşturulan sosyal etkileşim ortamı içerisinde öğrenciler bir birleriyle özgürce fikirlerini savunacakları, etkili öğrenme stratejileri geliştirecekler, eleştirel fikirleri ortaya sunacaklar ve öğrenme motivasyonlarını artıracaklardır (Resnick, 1987). Dolayısıyla, bilgiyi analiz etme ve yeniden yapılandırma, problemi ortaya koyma ve çözme sürecini birbirleriyle etkileşim halinde yerine getireceklerdir. Bir sonraki adım ise bu sosyal öğrenme ortamında bir sorunun algılanması ile başlayıp, sorunun çözümlenmesi ile sona eren (Demiralp, 2010) yansıtıcı düşünmeyi geliştirme faaliyetleri sergilemektir. Yansıtıcı düşünme faaliyetlerini, kişinin kendisine sorduğu sorular; deneyimleri ile fikirlerini birleştirme değerlendirme, analiz, varsayımlar ve alternatiflerini bulup bunlar üzerinde düşünme süreçleri oluşturur (Wilson ve Jan, 1993). Dolayısıyla, öğrencilerin kendilerinden beklenen üst düzey düşünme becerilerini geliştirmeleri için önceki bilgileriyle yeni bilgileri arasında bağlantı kurmaları, hem soyut hem de kavramsal açıdan düşünmeleri, yeni görevler için özel stratejiler geliştirmeleri ve kendi düşünme ve öğrenme stratejilerini bilmeleri konusunda yol gösterir (Rodgers, 2002). Başka bir deyişle, yansıtıcı öğrenmede öğrenciler kendi öğrenme deneyimlerinden yola çıkarak ve kendi kişisel inanç, tutum ve değerlerini de öğrenme ortamına taşıyarak öğrenmede profesyonel ilerlemeye yön verebilirler. Kısacası, öğrenilenlerin yansıtılması öğrenme deneyiminin anlamlılığıyla bağlantılıdır (Sobral, 2000).

Yansıtıcı düşünme becerilerinin eğitim yoluyla kazandırılmasında öğretmene önemli sorumluluklar düşmektedir. Ancak yansıtıcı düşünmeyi uygulayan birisi için uygulamada gerekli prosedürlerin adım adım verildiği hazır bir reçete olmadığını belirten Larrivee (2000), bu kişilerin sadece "yansıtıcı düşünme uygulamasına yeterli zaman ayırması, sürekli problem çözen konumunda olması ve mevcut durumu sorgulaması" (s.296) esaslarını temel alarak, kişisel keşfediş süreci ile uygulama teknikleri geliştirebileceğini belirtmiştir. Ayrıca öğretmenden beklenen diğer bir davranış da yansıtıcı düşünerek ve bunu öğrencilerine fark ettirerek kendisinin model olmasıdır (Adler, 2004).

Sobral'a (2001) göre yansıtma yönelik bilginin iyi olması öz-düzenlemeyle de bağlantılıdır ve öğrenmede birbirlerini etkileyen faktörlerdir. Dolayısıyla öğrenilenlerin yansıtılması öğrencilerin kendi öğrenmelerine yönelik öz-düzenlemelerindeki hazır oluşlarının da göstergesidir. Bu yüzden Sobral (2000) öz-düzenlemenin öğrencilerinin öğrenmede yansıtma profillerini de artıracaklarını belirtmiş ve öğrencilerin kendi öğrenmelerinin öz-değerlendirmesi, kendi öğrenme stratejileri ve bunlara yönelik geri bildirimlerden oluşan ölçümler sonucu "Yansıtıcı Öğrenme Anlayışı" ölçeğini geliştirmiştir.

Bu çalışmanın amacı Sobral (2000) tarafından geliştirilmiş olan “Yansıtıcı Öğrenme Anlayışı Ölçeği” (YOAÖ)’nin Türkiye koşullarında geçerlik ve güvenilirlik çalışmasını yapmaktır. Sobral (2000) tarafından tıp öğrencileri üzerinde uygulanarak geliştirilen, tek boyut içeren orijinal ölçek 14 maddeden oluşmaktadır. Ölçekte yer alan maddeler “7’li Likert Tipi Ölçek” (Tamamen Katılıyorum=7”, “Katılıyorum=6”, “Kısmen Katılıyorum=5”, “Kararsızım=4”, “Kısmen Katılmıyorum=3”, “Katılmıyorum=2”, “Hiç Katılmıyorum=1”) formundadır ve olumsuz madde içermemektedir.

Orijinal Yansıtıcı Öğrenme Anlayışı Ölçeğine İlişkin Bilgiler

Öğrenmede yansıtma yeteneğinin kişisel etkililiği üzerine öz değerlendirme soruları içeren orijinal ölçek Sobral tarafından 2000 yılında Brezilya Üniversitesinde 6 yıllık tıp programının 4. ve 5. döneminde zorunlu derslerin yanı sıra 30 saatlik öğrenme becerilerine yönelik deneyimleri kapsayan seçmeli ders alan ve klinik uygulamalara başlayan 103 tıp öğrencisi üzerinde uygulanarak geliştirilmiş ve ölçeğin Cronbach Alfa değeri .81 olarak belirlenmiştir. Araştırmacı, ölçeğin öğrenmede öz-düzenleme, öz-yeterlik, öğrenme deneyimi anlamlılığı, öğrenen olarak kendine güven ve öğrenmeye derin yaklaşım gibi farklı kişisel bilgilerin ölçülmesinde eşzamanlı geçerlik gösterdiğini test etmiş ve öğrenme çıktıları ile akademik başarıya yansıtma ölçümleri arasındaki bağlantıları tanımlamaya çalışmıştır. Bu amaçla uygulanan Derse Değer Verme Envanteri (Course Valuing Inventory) (Nehari ve Bender, 1978) ve Öğrenme Yaklaşımları Ölçeği (Approaches to Study Inventory) (Richardson, 1990) ile Yansıtıcı Öğrenme Anlayışı Ölçeği arasındaki korelasyonlar sırasıyla. 55 ve 0.52 olarak tespit edilmiştir. Araştırmacı ölçeğin içeriğinin konuya uygunluk gösterdiğini ve test edilen özelliklerin ölçeğin geçerliği için bilgi verdiğini belirtmiştir (Sobral, 2000). Daha önceden Türkçeye çevirisi yapılmamış olan bu ölçeğin Türkçeye çevrilirken dil eşdeğerlik, geçerlik ve güvenilirlik çalışmasına yer verilmiştir.

2. Yöntem

Araştırmanın Çalışma Grubu

Araştırmaya 2015–2016 eğitim-öğretim yılında Cumhuriyet Üniversitesi Tıp Fakültesi’nde öğrenim gören klinik uygulamanın yer aldığı 4, 5 ve 6. sınıf öğrencilerinden toplam 250 öğrenci dahil edilmiş ancak veri formlarını eksiksiz dolduran 237 tıp öğrencilerinin verileri kullanılmıştır. Katılımcıların 101’i (%42.6) 4. sınıf, 80’i (%33.7) 5. sınıf ve 56’sı (% 23.7) 6. sınıf öğrencilerinden oluşmaktadır.

İşlem

Ölçeğin uyarılma çalışması için öncelikle DeJano T. Sobral ile elektronik posta aracılığıyla iletişime geçilerek izin alınmıştır. Sonrasında ise ölçeğin orijinal formunun İngilizceden Türkçeye çevrilmesi süreci başlatılmıştır.

YOAÖ’nin Dil Eşdeğerlik Çalışması

Dil eşdeğerlik çalışması her bir test maddesinin Türkçe ’ye çevrilme işleminde hata olup olmadığını ortaya çıkarmanın yanı sıra, her bir test maddesinin ifade ettiği anlamı ne ölçüde yansıttığını değerlendirmek amacıyla da yapılmaktadır (Kulaksızoğlu, vd., 2003). Dil eşdeğerlik çalışması yapılırken ölçeğin İngilizce ’den Türkçe ’ye çevirisi ilk olarak araştırmacı tarafından yapıldı. Daha sonra Cumhuriyet Üniversitesi Yabancı Diller Yüksekokulu Bölümünde okutman olarak görev yapan eğitim alanında lisansüstü eğitim yapan iki akademisyen tarafından İngilizce ’den Türkçe ’ye çevirisi yapıldı. Birden fazla çevirmen tarafından çevrilmesinin gerekçesini Beaton, Bombardier, Guillemine ve Ferraz, (2000), ortaya çıkacak belirsiz ifadeleri yansıtan farklılıkların tespit edilip not alındıktan sonra çevirmenler arasında ortak görüş birliği ile çözüme kavuşturulmasının mümkün olmasına bağlamışlardır. Bu yüzden ölçek, Türkçe çevirisi yapıldıktan sonra aynı çevirmenler tarafından üzerinde uzlaşma sağlanarak tek bir araç haline getirilmiştir. Birleştirilmiş çevirinin Türkçe ’den İngilizce ’ye geri çevirisi Cumhuriyet Üniversitesi İngiliz Dili ve Edebiyatı Bölümünde yardımcı doçent olarak görev yapan bir akademisyen tarafından yapılmıştır. Mertens’e (1998) göre, ölçme aracını yanıtlayacaklar için ölçeğin dilinin farklı olduğu durumlarda ölçeğe geri çeviri tekniği ile dil adaptasyonu uygulanması gereklidir. İngilizce’ye geri çeviri yapılan ölçek ile özgün İngilizce ölçek karşılaştırılmış; bazı ifadelerin uyumsuzluklarını düzeltmek için Türkçe versiyonu üzerinde araştırmacının da görüşüne başvurularak uygun düzeltmeler yapılmış ve ölçeğe son hali verilmiştir. Elde edilen İngilizce çeviri ile orijinal ölçek arasında anlam bakımından önemli farklılıklar görülmediği için, ölçeğin anadili İngilizce olan kişi tarafından kontrol edilmesine gerek görülmemiştir. Türkçe ölçek formu 10 kişilik tıp öğrenci grubunda içerik ve anlaşılabilirlik açısından denenmiş, sözcük anlamına yönelik anlaşılmayan kısımlar tekrar düzeltilmiştir.

Eşdeğerlik katsayısını açıklarken Ergin (1995), ölçeğin iki uygulamadan başka bir deyişle, iki farklı dildeki formunun aynı gruba uygulanması sonucunda elde edilen puanlar arasındaki korelasyon katsayısı olduğunu belirtmiştir. Bu çalışmada da ölçeğin Türkçe ve İngilizce formu uygulanması arasındaki tutarlılığının belirlenmesi başka bir deyişle, dilsel eşdeğerliği Pearson korelasyon katsayısı ile incelenmiştir. İki test arasındaki zaman aralığı kesin olmamakla birlikte

Ergin (1995), üç ile altı hafta arasında; Özgüven (1994) ise, iki ile dört hafta arasında olduğunu belirtmişlerdir.

Tablo1. YOAO'nin İngilizce ve Türkçe formu arasındaki Pearson korelasyon katsayıları

Madde No	r	p	Madde No	r	p
1.	.67	.00	8.	.47	.01
2.	.69	.00	9.	.55	.00
3.	.55	.00	10.	.60	.00
4.	.60	.00	11.	.64	.00
5.	.45	.01	12.	.49	.00
6.	.70	.00	13.	.43	.02
7.	.61	.00	14.	.57	.00

Maddelerin tamamı p <0.05 düzeyinde anlamlıdır.

Bu araştırmada iki test arasındaki zaman aralığı üç hafta olarak alınmıştır. Bu doğrultuda ölçek Cumhuriyet Üniversitesi İngiliz Dili ve Edebiyatı Bölümü'nde öğrenim gören 4. sınıf öğrencilerinden 48 öğrenciye üç hafta ara ile uygulanmıştır. İki test arasındaki Pearson korelasyon katsayıları Tablo 1 de sunulmuştur.

Tablo1 de görüldüğü gibi, aynı kişilerden elde edilen Türkçe ve İngilizce uygulamalar arasında ölçeğin tüm maddelerinde 0.43 ile 0.70 arasında değişen, pozitif ve 0.05 düzeyinde anlamlı Pearson korelasyon katsayısı değerlerine ulaşılmıştır. Bu bulgular, ölçeğin iki uygulaması arasındaki tutarlığın kabul edilebilir düzeyde olduğu ve formlarda dil eşdeğerliğinin sağlandığı şeklinde yorumlanmıştır.

Verilerin Analizi

Verilerin analizi SPSS 16.0 istatistik paket programı ile yapılmıştır. Ölçeğin yapı geçerliliğini incelemek için faktör analizi kullanılmıştır. Her bir maddenin ayırt etme gücünü belirlemek üzere madde toplam korelasyonları hesaplanmıştır. Ölçeğin güvenilirliğini belirlemek üzere Cronbach Alfa iç tutarlılık katsayısı kullanılmıştır. Diğer taraftan ölçekteki maddeler testi tam ortadan ikiye ayırma yöntemiyle ayrılmış; iki eşdeğer yarı testinin puanları ayrı ayrı toplanarak bu yarılar arasındaki korelasyonlar Pearson Momentler çarpımı korelasyon katsayısı ile hesaplanmıştır. Ayrıca LISREL 8.7 programından yararlanılarak doğrulayıcı faktör analizi ile uyum istatistikleri incelenmiştir.

3. Bulgular ve Yorumlar

YOAO'nin yapı geçerliğini saptamak için ise sırası ile açımlayıcı faktör analizi ve doğrulayıcı faktör analizi uygulanmıştır

YOAO'nin Açımlayıcı Faktör Analizi Çalışması

Açımlayıcı faktör analizi sosyal bilimlerde veri toplama aracı olarak ölçeğin yapı geçerliğini değerlendirmede ve bazı durumlarda da hipotezleri test etmede araştırmacılar için önemli bir araçtır (Conway ve Huffcutt, 2003). Faktör analizinde amaç çok sayıdaki maddelerin daha az sayıda "faktör"lerle belirtilmesi; aynı faktörü ölçen maddelerin bir araya getirilerek maddenin özelliğine göre bir faktör altında gruplandırılmasıdır (Rietveld ve Van Hout 1993). Faktör analizi yapılmadan önce verilerinin faktör analizine uygunluğu Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) ve Bartlett testiyle test edilmiştir. Taslak ölçeğin KMO değeri .89 ve Bartlett testi sonucu $\chi^2=1209,614$, df: 91, p: .000 ($p \leq .05$) olarak bulunmuştur. Veriler üzerinde faktör analizi yapılabilmesi için minimum KMO değeri 0.60 olarak önerilmektedir (Tavşancıl, 2002). Bu durumda gözlenen 0.89' lük KMO değeri önerilen KMO değerinden yüksektir ve verilerin faktör analizi için uygun olduğunu göstermektedir. Evrendeki dağılımın normallliğini sınavan Bartlett testi sonucunun anlamlı çıkması da verilerin çok değişkenli normal dağılımdan geldiğini ve dolayısıyla faktör analizinin bir diğer sayıtlısının karşılandığını göstermektedir. Bu hesaplamaların ardından, faktör analizi işlemlerine geçilmiştir. Verilere uygulanan temel bileşenler (principal component) analizinde varimax faktör döndürme seçeneği kullanılmış ve elde edilen saçılma diyagramına (scree plot) göre özdeğerleri (Eigenvalue) birin (>1) üzerinde olan veriler değerlendirmeye alınmıştır. Ayrıca maddelerin faktör yükleri de dikkate alınmıştır. Bir ölçeğin faktör yapısının belirlenmesinde alt kesme noktasının .30 ile .40 arasında değişebileceği (Neale ve Liebert, 1980; Akt. Tavşancıl, 2002, s. 48); aynı zamanda bir faktördeki maddelerin faktör yüklerinin .45 ve üstünde olmasının iyi bir seçim olacağı ve uygulamada az sayıda madde için bu değer .30'a kadar indirilebileceği belirtilmektedir (Büyüköztürk, 2011, s.124). Bu nedenle alt kesme noktası .40 olarak belirlenmiştir. Daha sonra faktör özdeğerleri ve scree plot çizimi incelenmiştir. Scree plot çiziminde üç ana kırılma olduğuna karar verilerek ölçeğin üç faktörlü bir yapıda olduğu görülmüştür. Buna bağlı olarak yapılan işlemlerde binişiklik gösteren birinci mad-

denin varimax döndürmesi sonucunda iki faktörde de görel olarak yüksek yük değerine sahip olduğu görülmüştür. Bu maddenin yük değeri ikinci faktör için .531, üçüncü faktör için .511 bulunmuştur. Her iki faktörde de yüksek yük değerine sahip olan 1. madde binişiklik gösterdiği için ölçekten çıkarılmış ve kalan 13 madde için analiz tekrar edilmiştir (Bkz. Büyüköztürk, 2011, s.133). İkinci analiz sonucunda ölçeğin faktör özdeğerleri ve scree plot çizimi incelendiğinde iki faktörlü bir yapıda olduğu görülmüştür. Ancak ikinci döndürmede de binişiklik gösteren dördüncü madde (birinci faktör için .468, ikinci faktör için .452) ölçekten çıkarılarak faktör analizi tekrarlanmıştır. Üçüncü döndürme işleminde binişiklik gösteren sekizinci madde (birinci faktör için .428, ikinci faktör için .473) çıkarılıp analiz tekrarlanmıştır; dördüncüde binişiklik göstermeye devam eden onuncu madde (birinci faktör için .558, ikinci faktör için .477) çıkarılmış; beşinci ve son döndürme işleminde ise 10 maddelik, faktör yükü .795 ile .540 arasında değişen iki faktörlü bir ölçek elde edilmiştir. Nihai ölçekteki maddelerin faktör ortak varyansları, faktör yükleri ve döndürme sonrası yük değerleri Tablo 2 de sunulmuştur.

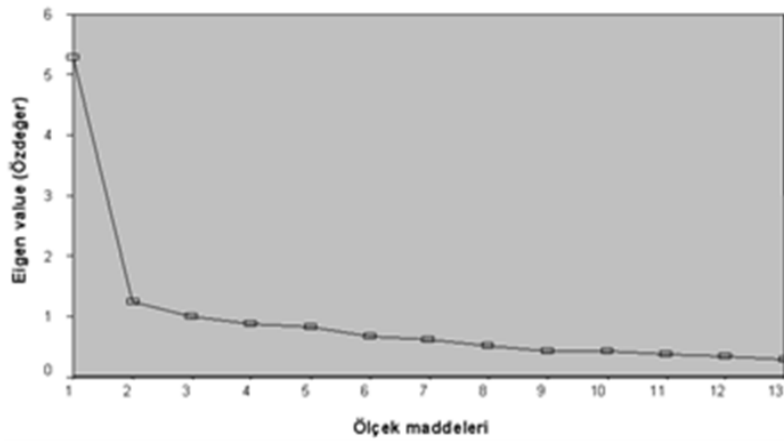
Tablo 2 de görüldüğü gibi YAOO iki faktörlüdür. Önemli olarak belirlenen faktörlerden birincisi, ölçeğe ilişkin toplam varyansın %33.012'sini, ikinci faktör % 20.521'ini açıklamaktadır. İki faktörün toplam açıkladıkları varyans % 53.533'dür. Sosyal bilimlerde yapılan araştırmalarda toplam varyansın yüzde 40 ile yüzde 60 arasında bir değer alınmasının yeterli olduğu kabul edilmektedir (Scherer vd., 1988; Akt. Tavşancıl, 2002, s. 48). Faktör döndürme sonrasında ölçeğin birinci faktörünün yedi maddeden (2, 5, 6, 9, 12, 13, 14); ikinci faktörünün üç maddeden (3, 7, 11) oluştuğu belirlenmiştir. Birinci faktörde yer alan maddelerin faktördeki yük değerleri 0.540 –0.756 arasında değişmektedir. Aynı değerler ikinci faktörde yer alan üç madde için 0.718 – 0.795 arasındadır.

Tablo 2. Madde faktör yük değerleri, döndürülmüş faktör yük değerleri ve madde toplam korelasyonları

Madde No	Döndürülmüş Faktör Yük Değerleri			
	Faktör Yük Değeri	Faktör 1	Faktör 2	Madde Toplam Korelasyon Değerleri
2 Öğrenme ve ders çalışma yöntemleri üzerine arkadaşlarımla konuşurum.	.444	.540	.024	.292
3 Her dönem içerisinde, daha önce çalışılan konuları gözden geçiririm.	.510	.124	.761	.595
5 Konularla ilgili ne bildiğimi ve ne bilmem gerektiğini zihinsel süreçten geçiririm	.804	.756	.309	.666
6 Ne öğrendiğimin ve öğrenmedeki amacımın ne olduğunun farkındayım.	.684	.679	.205	.503
7 Bazen konuyu daha iyi anlayabilmek için konu ile bağlantılı ekstra kaynakları araştırırım.	.548	.196	.718	.554
9 Her bir dersin ve eğitsel faaliyetlerin gereklerini yerine getirmeye çalışırım	.691	.621	.310	.481
11 Her gün öğrendiklerimi dikkatlice özetlerim.	.578	.183	.795	.665
12 Yeni bir şey öğrenirken tüm kapasitemi kullanmaya çalışırım.	.679	.724	.124	.540
13 Amaç, hedef ve davranışlarımda değişiklik yapan negatif duyguları ya da çalışmamla ilgili verimliliği azaltıcı sorunları dikkatlice ortadan kaldırıyorum	.645	.642	.190	.448
14 Öğrenci olarak çalışmamın olumlu bir şekilde öz değerlendirmesini yaparım.	.745	.754	.200	.608
Açıklanan Varyans				
Toplam: %53.533				
Faktör-1: %33.012				
Faktör -2: %20.521				

Ancak bu ölçek;

1. Ölçekte yer alan maddelerin döndürme öncesindeki birinci faktör yük değerlerinin yüksek bulunması (Bkz. Tablo 2),
2. Birinci faktörün açıkladığı varyansın dikkate değer olması (%33.012),
3. Birinci faktöre ait özdeğerin (4.115), ikinci faktörün özdeğerinin (1.239) üç katından fazla olması açısından tek faktörlü olarak da düşünülebilir (Büyüköztürk, 2011, s. 137). Başlangıç özdeğerleri açısından değerlendirildiğinde, birinci faktörün toplam varyansa %41.146 oranında bir katkı sağladığı; ikinci faktörün yaptığı katkının ise %12.386 olduğu başka bir deyişle, katkının öneminin giderek azaldığı görülmektedir. Böyle bir durumda da faktör sayısının bir olarak belirlenmesine karar verilebilir (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2010, s.221). Ancak karar verilmeden önce ölçeğin Şekil 1 de yer alan scree plot grafiği de incelenmiştir.



Şekil 1. YAOA'nin Scree Plot Grafiği

Şekil 1 de Y eksenindeki bileşenler, X eksenine doğru bir iniş yapmakta ve bu iniş eğilimi varyansa yaptıkları katkı çerçevesinde noktalarla gösterilmektedir. İki nokta arasındaki her bir aralık bir faktör anlamına gelir (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2010, s.221). Şekil 1'de görüldüğü gibi ikinci noktadan sonra eğim bir plato yapmakta, yatay bir seyre geçmektedir. Bu noktadan sonraki faktörlerin varyansa yaptıkları katkı hem küçük hem de yaklaşık olarak aynıdır. Dolayısıyla, ikinci noktanın üzerinde kalan nokta sayısı (ya da ikinci noktaya kadar olan aralık sayısı) faktör sayısı hakkında bilgi vermektedir. Bu açıdan da bu grafikten elde edilen bilgiler doğrultusunda bu ölçeğin faktör sayısının bir olmasına karar verilebilir.

Yukarıdaki açıklamalar doğrultusunda araştırmacı tarafından orijinali de tek boyutlu olan YAOA orijinaline bağlı kalınarak tek boyutlu olarak kullanılmasına karar verilmiştir. Tekrar tek boyutlu olarak yapılan analiz sonucunda ölçeğin açıkladığı toplam varyans oranı % 41.146 olarak tespit edilmiştir. Ölçeğin KMO, Bartlett Testi ve Cronbach Alpha sonuçları yeniden gözden geçirildiğinde, KMO değerinin .858; Bartlett testi sonucunun χ^2 : 718,047; df: 45; p: .000 ve toplam Cronbach Alpha katsayısının .831 olduğu belirlenmiştir.

YAOA'nin Güvenirliğine İlişkin Çalışmalar

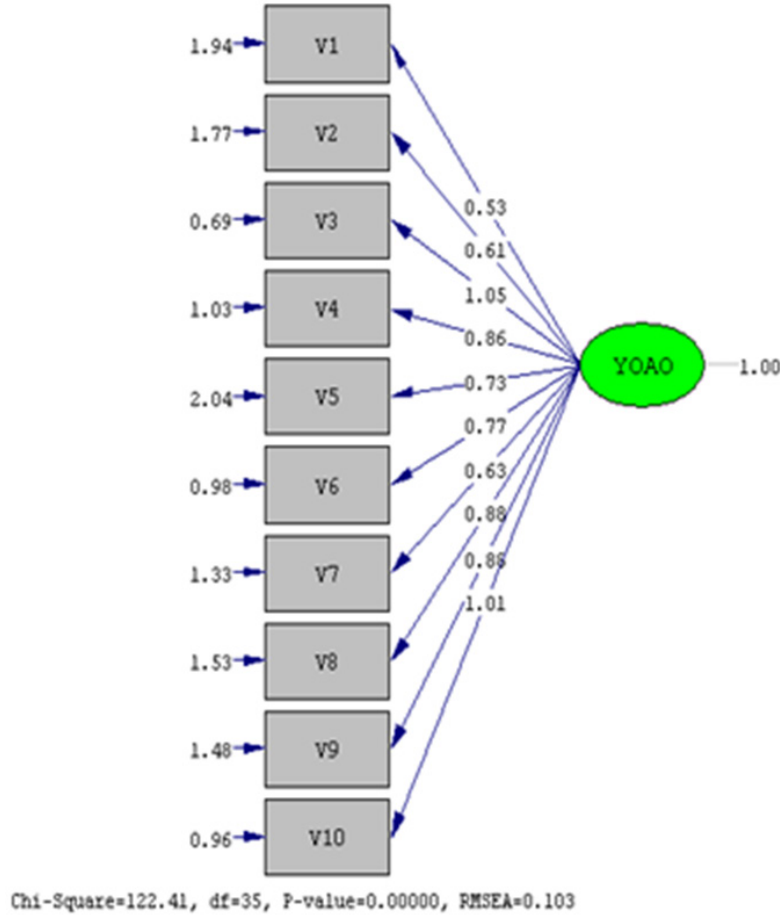
Tek faktörlü olarak kabul edilen yansıtıcı öğrenme anlayışı ölçeğinin güvenilirlik hesaplaması yapılmıştır. Buna göre ölçeğin toplam Cronbach Alpha katsayısı .83 olarak belirlenmiştir. Orijinal ölçeğin Cronbach Alpha katsayısı ise .81'dir. Bu çalışmada elde edilen Alpha değeri yüksek güvenilirlik düzeyindedir. Özdamar (1999), ölçeklerde .60 ile .80 arasındaki bir güvenilirlik katsayısına sahip ölçeklerin oldukça güvenilir olduğunu belirtmektedir. Eşdeğer yarılar yöntemine uygun olarak ölçekteki maddeler testi tam ortadan ikiye ayırma yöntemiyle ayrılmış ve oluşturulan iki eşdeğer yarı testinin puanları ayrı ayrı toplanarak bu yarılar arasındaki korelasyonlar Pearson Momentler çarpımı korelasyon katsayısı ile hesaplanmıştır. Bu korelasyon 0.705 değerinde olup 0.00 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu durumda ortadan ikiye ayrılan test maddelerinin yarı eşdeğer test puanları arasında pozitif yönde, yüksek düzeyde ve anlamlı bir ilişki olduğu söylenebilir. Ölçeğe ilişkin Guttman Split Half katsayısı .826; eşit uzunluklu ve eşit uzunluklu olmayan Spearman Brown değerleri ise .827 olarak belirlenmiştir. Ayrıca ölçek maddelerinin iç tutarlık güvenilirliği, madde-toplam korelasyonu ile de incelenmiş ve sonuç olarak ölçeğin madde-toplam korelasyon katsayılarının 0.29 ile 0.66 arasında değer aldığı gözlenmiştir. Ayrıca tüm maddelerde pozitif ve anlamlı ($p < .01$) korelasyon bulunmuştur. Toplam madde korelasyonunda 0 ile 0.19 arası değerlerde maddenin iyi ayırıcı özelliğe sahip olmadığı, .2 ile .39 arası iyi derecede ayırıcı olduğu, .40 ve üstünde ise çok iyi derecede ayırıcı olduğu belirtilmektedir (Büyüköztürk, 2011).

YAOA'nin Doğrulamalı Faktör Analizi Çalışmaları

Doğrulamalı faktör analizi (DFA), daha önce tanımlanmış ve sınırlandırılmış bir yapının bir model olarak doğrulanıp doğrulanmadığının test edildiği analiz yöntemidir (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2010). Açımlayıcı faktör analizi genellikle araştırmacının ilk evrelerinde kullanılırken doğrulamalı faktör analizi araştırmacının daha ileri evrelerinde gizil değişkenlere ilişkin kuramı test etmede kullanılan gelişmiş bir tekniktir (Brown, 2006).

Doğrulamalı faktör analizinde yapı geçerliğine yönelik birtakım uyum indeksleri kullanılır. Ki-Kare Uyum Testi, İyi Uyum İndeksi (GFI), Düzeltilmiş İyi Uyum İndeksi (AGFI), Ortalama Hataların Karekökü (RMR), Yaklaşık Hataların Ortalama Karekökü (RMSEA) ve Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI) bu indekslerden sıkça kullanılanlardır (Tanhan ve Çam, 2011, 90). DFA işlemi sonrasında yapılan faktör analizinde ulaşılan Ki-kare değerinin (χ^2) serbestlik

(sd) derecesine bölünmesiyle elde edilen (χ^2/sd) değerin 5'ten küçük olması modelin gerçek veriler ile iyi uyumunun olduğunu göstermektedir (Klem, 2000). Ayrıca modelin veri uyumu için GFI ve AGFI değerlerinin 0.90'dan yüksek olması, RMSEA değerlerinin ise 0.05'ten küçük ya da 0.05'e eşit değerlerde yer alması istenen ve beklenen bir durumdur (Bentler ve Bonett; 198; Akt. Schermelleh-Engel ve Moosbrugger, 2003, s. 35). Bu bağlamda, mevcut araştırmada yapılan açımlayıcı faktör analizi sonucunda elde edilen tek bileşenli ölçeğin faktör yapı modeli LISREL 8.7 programından yararlanılarak doğrulayıcı faktör analizi ile test edilmiştir. Elde edilen modelin uygunluğuna bakmak için (fit of model) öncelikle, uyum istatistikleri hesaplanmıştır. Doğrulayıcı faktör analizi sonucunda, uyum iyiliği indeksi GFI=.91 ve düzeltilmiş uyum iyiliği indeksi AGFI=.85 olarak belirlenmiştir. GFI ve AGFI'nin .95 üzeri olması mükemmel, .90 üzeri olması iyi uyuma karşılık gelmektedir (Yılmaz ve Çelik, 2009). Bu durumda, GFI'nin iyi bir uyuma AGFI'nin zayıf bir uyuma sahip olduğu söylenebilir. Ancak GFI değerinin 0.85'ten, AGFI değerinin 0.80'den yüksek çıkması, bu değerlerin de kabul sınırları içinde olduğunu göstermektedir (Anderson ve Gerbing, 1984; Akt. Tanhan ve Çam, 2011). Standardize edilmiş RMR uyum indeksi SRMR=.071 olarak hesaplanmıştır. SRMR'ın .05'in altında olması mükemmel uyuma, .08'nin altında olması iyi uyuma (Yılmaz ve Çelik, 2009) karşılık gelmektedir. Buna göre SRMR'ın iyi bir uyuma sahip olduğu söylenebilir. Normlaştırılmış uyum indeksi NFI=.90, normlaştırılmamış uyum indeksi NNFI=.91 ve karşılaştırılmalı uyum indeksi CFI=.93 olarak belirlenmiştir. NFI, NNFI ve CFI uyum indekslerinin .95 olması mükemmel uyuma, .90 olması iyi uyuma karşılık gelmektedir (Yılmaz ve Çelik, 2009). Bu durumda, NNFI, CFI ve NFI'nin iyi uyum gösterdiği söylenebilir.



Şekil 2. Doğrulayıcı faktör analizine ilişkin path diyagramı

YAO'nin yol şemasının (path diagramının) verildiği Şekil 2'den elde edilen bulgular incelendiğinde, Chi-Square (χ^2)=122.41 ve sd=35 olduğu görülmektedir. Bu değerler birbirine oranlandığında χ^2/sd uyum iyiliği oranının 3.49 (122.41/35=3.49) olduğu görülmektedir. Doğrulayıcı faktör analizinde ulaşılan Ki-kare değerinin (χ^2) serbestlik (sd) derecesine bölünmesiyle elde edilen (χ^2/sd) değerin 5'ten küçük olması modelin gerçek veriler ile iyi uyumunun olduğunu göstermektedir (Klem, 2000). Bu durumda elde edilen oran, iyi uyum olduğunu göstermektedir. Yaklaşık Hataların Ortalama Karekökü RMSEA=.0103 olarak belirlenmiştir. RMSEA'nın .05'ten küçük veya eşit olması uyumun mükemmel, .08'den küçük olması uyumun iyi olduğu şeklinde ifade edilir (Yılmaz ve Çelik, 2009). Buna göre, RMSEA'nın mükemmel uyum gösterdiği söylenebilir.

Genel olarak değerlendirildiğinde, RMSEA'nın mükemmel uyum, AGFI'nin zayıf ama kabul edilebilir uyum gösterdiği; diğer uyum indekslerinin ise başka bir deyişle, GFI, SRMR, NFI NNFI CFI ve χ^2/sd oranının iyi uyuma sahip olduğu söylenebilir. Bu çerçevede, yansıtıcı öğrenme anlayışı ölçeğinin 10 maddeden oluşan tek faktörlü yapısının bir model olarak doğrulandığı ifade edilebilir.

Toplam 10 maddeden oluşan ve olumsuz madde bulunmayan 7 li Likert tipine göre derecelendirilmiş ölçekte puanlama işlemi; “Tamamen katılıyorum=7”, “Katılıyorum=6”, “Kısmen katılıyorum=5”, “Kararsızım=4”, “Kısmen katılmıyorum=3”, “Katılmıyorum=2”, “Hiç katılmıyorum=1” biçiminde kodlanmıştır. Bu şekilde yapılan kodlama sonucunda, ölçekten alınan en yüksek puan 70 ve en düşük puan ise 10 şeklinde hesaplanmıştır.

4. Tartışma

Bu çalışmada, Yansıtıcı Öğrenme Anlayışı Ölçeği'nin Türkçe'ye çevrilmesi, uyarlanması ile geçerlilik ve güvenilirlik çalışmalarına yer verilmiştir. Ölçekteki her bir maddenin toplam puanı yordama ve ayırt ediciliğini belirlemek amacıyla madde analizi, yapı geçerliliğini test etmek amacıyla açımlayıcı ve doğrulayıcı faktör analizleri gerçekleştirilmiştir. Ayrıca ölçeğin güvenilirliğini hesaplamak amacıyla da iç tutarlılık (Cronbach's Alpha) ve iki yarı güvenilirliğine bakılmıştır. Açımlayıcı faktör analizi sonuçlarına göre orijinaline bağlı kalınarak tek boyutlu olarak ele alınan ölçeğin orijinalinde 14 olan madde sayısı, Türkçe ölçekte de 10'a düşürülmüştür ve ölçeğin açıkladığı toplam varyans oranı % 41.146 olarak tespit edilmiştir. Ölçek maddelerinin faktör yüklerinin .54 ile .79 arasında değiştiği görülmektedir. Yapılan doğrulayıcı faktör analizinden elde edilen modelin uyum indeksleri incelenmiş ve Minimum Ki-kare değerinin ($\chi^2 = 122.41$, $n = 237$ $p = .00$) anlamlı olduğu görülmüştür. Uyum indeksi değerleri ise RMSEA = 0.103, NFI = 0.90, CFI = 0.93, NNFI = 0.91, GFI = 0.91 ve AGFI = 0.85 olarak bulunmuştur. Yapılmış olan doğrulayıcı faktör analizi sonuçlarına göre ölçeğin yeterli düzeyde uyum gösterdiği belirlenmiştir. Türkçe ölçeğin KMO değerinin .858; Bartlett testi sonucunun χ^2 : 718,047; df: 45; p : .000 ve toplam Cronbach Alpha güvenilirlik değerinin ise .83 olduğu belirlenmiştir.

Yapılan analizler, YOAO'nin Türk tıp öğrencileri örnekleminde tıp fakültesi öğrencilerinin kendi öğrenme deneyimlerini öğrenme ortamına yansıtılmalarının belirlenmesine yönelik kullanılacak geçerli ve güvenilir bir araç olduğunu göstermiştir. YOAO aynı zamanda tüm üniversite öğrencilerinin öğrenme ortamına yansıtıkları yansıtıcı düşünme gelişimlerini ve deneyimlerini ölçmek için farklı çalışmalarda da kullanılabilir.

Bu çalışma ile ayrıca YOAO'nin öğrenmede öz-düzenleme, öz-yeterlik, öğrenme deneyimi anlamlılığı, öğrenen olarak kendine güven ve öğrenmeye derin yaklaşım gibi farklı kişisel bilgilerin ölçülmesinde de kullanılacak yeterli düzeyde geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu ortaya konulmuştur.

5. Kaynakça

- Adler, S. (2004). *Critical issues in social studies teacher education*. Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Ash, S. L. ve Clayton, P. H. (2004). The Articulated Learning: An approach to guided reflection and assessment. *Innovative Higher Education*, 29 (2), 137–154.
- Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB (2000) Guidelines for the process of crosscultural adaptation of self-report measures. *SPINE* 25(24), 3186-3191.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, N.J.: Guilford Press.
- Büyükoztürk, Ş. (2011). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. (14. Baskı), Ankara: Pegem A Yayıncılık.
- Chapman, N., Dempsey, S. E. ve Warren-Forward, H. M. (2008). Theory of reflection in learning for radiation therapists. *The Radiographer*, 55 (2), 34–37.
- Conway, J.M. ve Huffcutt, A. I. (2003). A review and evaluation of exploratory factor analysis practices in organizational research. *Organizational Research Methods*, 6 (2), 147-168.
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G. ve Büyükoztürk, Ş. (2010). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik- SPSS ve LISREL uygulamaları*. Ankara: Pegem Akademi.
- Demiralp, M. (2010). *İlköğretim Birinci Kademe Programlarının Öğrencilerin Yansıtıcı Düşüncelerini Geliştirmeye Etkisine Yönelik Öğretmen Görüşleri*. (Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi). Fırat Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eğitim Programları ve Öğretim Anabilim Dalı, Elazığ.
- Dewey, J. (1960). *How we think. A restatement of the relation of reflective thinking to the educative process*. Lexington, MA: D.C. Heath and Company.
- Ergin, D.Y. (1995). Ölçeklerde geçerlik ve güvenilirlik. *M.Ü. Atatürk Eğitim Fakültesi Eğitim Bilimleri Dergisi*, 7,125-148.

- Fichtner, B. (2005). Reflective Learning - problems and questions concerning a current contextualization of the Vygotskian Approach. Hoffmann, M. H.G., Lenhard, J. ve Seeger, F. (Ed.) *Activity and Sign Grounding Mathematics Education* içinde (s.179-190). US: Springer.
- Gelter, H. (2003). Why is reflective thinking uncommon. *Reflective Practice*, 4 (3), 337-345.
- Klem, L. (2000). Structural equation modeling. L.G. Grim & P.R. Yarnold,(Eds), Reading and understanding more multivariate statistics içinde (s.227-259). Washington D.C.: American Psychological Association
- Kulaksızoğlu, A., Dilmaç, B., Ekşi, H. ve Otrar, M.(2003).Uyum ölçeği üniversite formu'nun dilsel eşdeğerlik, geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Eğitim Bilimleri ve Uygulama*, 2(3), 49-64.
- Larriee, B. (2000). Transforming teaching practice: Becoming the critically reflective teacher. *Reflective Practice*, 1(3), 293-307.
- Mertens, D. M. (1998). *Research methods in education and psychology: Integrating diversity with quantitative and qualitative approaches*. London: Sage
- Nehari, M. ve Bender, H. (1978). Meaningfulness of a learning experience: A measure for educational outcomes in higher education. *Higher Education*, 7 (1), 1-11
- Özdamar, K. (1999). *Paket programlar ile istatistiksel veri analizi 1*. Kaan Kitabevi, Eskişehir
- Özgüven, İ. E. (1994). *Psikolojik testler*. Ankara: Yeni Doğu Matbaası
- Resnick, L. B. (1987). *Education and learning to think*. Washington D.C.: National Academy Press.
- Richardson, V. (1990). The evolution of reflective teaching and teacher education. R. T. Clift, W. R. Houston ve M. C. Pugach (eds.) *Encouraging reflective practice in education. An analysis of issues and programs* içinde, New York: Teachers College Press.
- Rietveld, T. ve Van Hout, R. (1993). *Statistical Techniques for the study of language and language behaviour*. Berlin – New York: Mouton de Gruyter.
- Rodgers, C. (2002). Defining reflection: Another look at John Dewey and reflective thinking. *Teachers College Record*, 104 (4), 842-866.
- Rogers, R. (2001). Reflection in higher education: A concept analysis. *Innovative Higher Education*, 26, 37-57.
- Schermelleh-Engel, K. ve Moosbrugger, H., (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74.
- Sobral, D.T. (2000). An appraisal of medical students' reflection-in-learning. *Medical Education*. 34, 82- 187.
- Sobral, D.T. (2001). Medical students' reflection in learning in relation to approaches to study and academic achievement. *Medical Teacher*, 23, 5, 508- 513.
- Tanhan, F., ve Çam, Z. (2011). The relation between mobbing behaviors teachers in elementary schools are exposed to and their burnout levels. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 15, 2704-2709. doi:10.1016/j.sbspro.2011.04.174
- Tavşancıl, E. (2002). *Tutumların ölçülmesi ve SPSS ile veri analizi*. Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Wilson, J. ve Jan, L. W. (1993). *Thinking for themselves developing strategies for reflective learning*. Australia: Eleanor Curtin Publishing.
- Yılmaz, V. ve Çelik, H. E. (2009). *LISREL ile yapısal eşitlik modellemesi – I*. Ankara: Pegem Akademi.