

Öğretmen – Öğrenci İlişki Ölçeği'nin (ÖÖİÖ) Uyarlanması*

Adaptation of Teacher – Student Relationship Scale (STRS)

Selen DEMİRTAŞ ZORBAZ**

Arif ÖZER***

Dilek GENÇTANIRIM-KURT****

Tuncay ERGENE*****

Öz

Öğretmen – öğrenci ilişkisi, çocuğun okulla tanıştığı ilk andan itibaren sosyal ve duygusal gelişimini belirleyen bir unsurdur. Söz konusu ilişkinin niteliği birçok önleyici ve müdahale edici çalışmaya yol gösterebilecektir. Bu çalışmanın amacı Pianta (2001) tarafından Amerika'da geliştirilen ve İtalya, Hollanda, Yunanistan, Norveç ve Çin'de de uyarlama çalışması yapılan Öğretmen – Öğrenci İlişki Ölçeğinin Türkiye uyarlamasını gerçekleştirmektir. Araştırma, 46 öğretmenin 560 öğrenci için doldurdıkları ölçekten elde edilen veriler üzerinde yürütülmüştür. Ölçeğin geçerlik çalışması kapsamında doğrulayıcı ve açıklayıcı faktör analizi yapılmış ve ölçeğin iki faktör ve 23 maddeden oluştuğu belirlenmiştir. Güvenirlilik çalışmaları kapsamında Cronbach Alfa katsayıları yakınlık alt boyutu için .83; çatışma alt boyutu için .86 olduğu tespit edilmiştir. Yapılan bu çalışmalar ile ölçeğin, Türkiye'de kullanımı için gerekli geçerlik ve güvenilirlik kanıtları sağlanmış ve ölçek farklı çalışmalar için kullanılmak üzere alana kazandırılmıştır.

Anahtar Kelimeler: öğretmen – öğrenci ilişkisi, ilkökul, çatışma, yakınlık, STRS

Abstract

Teacher – student relationship is a critical factor which play a role on child's social and emotional development from the beginning of the school life. Assessing this relationship's quality can lead the preventive and intervention studies. From this point of view the aim of the study is to do the adaptation of the Student-Teacher Relationship Scale which developed by Pianta (2001) and adapted to other cultures such as Italy, Holland, Greek, Norway and China. 46 teachers were asked to fill the scale for 560 students. STRS's construct validity was assessed with confirmatory and exploratory factor analyses and it has seen that Turkish version of STRS has two dimension and 23 items. Cronbach's Alpha coefficient was .83 for closeness and Cronbach's Alpha coefficient was .86 for conflict. Results showed that STRS is a valid scale to be used in Turkey and can be used in different studies.

Keywords: teacher – student relationship, elementary school, conflict, closeness, STRS

GİRİŞ

Çocuklar doğumlarından itibaren yetişkinlerle etkileşim halinde olmaktadırlar. Çocuklara birincil bakım veren anne, baba, diğer aile bireyleri, bakıcı, dadı veya bakımevleri gibi kurumlardaki görevliler gibi yetişkinlerle kurulan ilişki farklı kuramcılarının (Bronfenbrenner, 1986; Bowlby; 2012) açıkladığı üzere çocukluk döneminde çocukların gelişimini belirleyicidir. Beş altı yaşlardan itibaren çocukların ilişki kurduğu önemli yetişkinlerin başında anne babalardan sonra öğretmenler gelmektedir. Çocuklar öğretmenlerle genellikle okul öncesi ya da ilkökul döneminde

* Bu makale, TÜBİTAK tarafından desteklenen Prof. Dr. Tuncay Ergene'nin yürütücülüğünü yaptığı "İlkokul Birinci Sınıf Öğrencilerinin Okula Uyumu" başlıklı ve 115K448 numaralı SOBAG projesinin bir kısmından ve Selen Demirtaş Zorbaz'ın Doktora tez çalışmasının bir kısmından oluşturulmuştur.

** Arş. Gör.Dr., Hacettepe Üniversitesi, Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Ankara-Türkiye, selendemirtas@hacettepe.edu.tr

***Doç. Dr., Hacettepe Üniversitesi, Ankara-Türkiye, e-posta: arifozer@hacettepe.edu.tr

****Yrd. Doç. Dr., Ahi Evran Üniversitesi, Kırşehir-Türkiye, e-posta: digenc@gmail.com

*****Prof. Dr., Hacettepe Üniversitesi, Ankara-Türkiye, e-posta: ergene@hacettepe.edu.tr

Prof. Dr. Tuncay Ergene, Boston Children's Hospital'da bulunan ve Principle Investigator (PI): Kerim M. Munir, MD, MPH, DSC.'nin olduğu NIH, ICORTHA, Fogarty International Mental Health and Developmental Disabilities (MH/DD) Research Training Program (D43TW05807) tarafından desteklenmektedir.

karşılaşmaktadırlar. İlkokul birinci sınıf öğrencilerinin ailelerinden ayrılarak yeni bir çevreye girdiği bir dönemde olduğu düşünüldüğünde, öğrencilerin yakın çevresinden ayrılıp okula başlaması ve ailesinin dışında bir yetişkinle uzun süre vakit geçirmesi öğrenciler için bu dönemi daha kritik hale getirmektedir (Demirkaya, 2013). Pomeroy (1999)'a göre öğrenci öğretmen ilişkisi okullardaki iletişim ağında anahtar rol oynayan bir unsurdur. Öğretmen öğrenci ilişkisi özellikle okul ortamında, “hem öğretmenin hem de öğrencinin öğrenmeyi teşvik eder bir şekilde davranması gerektiği” ilkesine dayanmaktadır (Muller, 2001). Bu da öğretmen öğrenci ilişkisinin eğitim öğretim faaliyetlerine ulaşmada belirleyici bir öneme sahip olduğunun göstergesidir.

Öğrencilerin akademik başarıları üzerinde öğretmen – öğrenci ilişkilerinin etkisi araştırmalarla ortaya konmuştur (O'Connor ve McCartney, 2007; Tatar, 2004). Özellikle okula yeni başlanılan dönemde olan ilkökul öğrencilerinin öğretmenleriyle olumlu ilişki geliştirmesinin ileriki okul yıllarında öğrencilerin daha fazla sosyal beceriye sahip olmalarının yanı sıra akademik alanda daha başarılı olmalarına olanak sağladığı görülmektedir (Hamre ve Pianta, 2001). Yapılan boylamsal bir araştırmada, öğrenci öğretmen etkileşiminde öğretmenin duygusal ve eğitimsel desteğinin öğrencinin akademik başarısındaki gelişmeyi yordadığı belirlenmiştir (Curby, Rimm-Kaufman ve Pointz, 2009).

Sınıf içinde ortaya çıkan öğretmen – öğrenci arasındaki etkileşimler yalnızca öğrenmeye etki etmemektedir. Öğretmenler ve öğrenciler arasında sınıf içinde ortaya çıkan etkileşimler çocuk gelişimindeki ekolojik modelin temel sürecidir (Bronfenbrenner, 2005) ve çocukların okula eğitimsel ve sosyal uyumlarının şekillenmesinde kayda değer bir etkisi bulunmaktadır (Griggs, Gagnon, Huelsman, Kidder-Ashley, ve Ballard, 2009). Yapılan bir çalışmada öğretmen – öğrenci ilişkisinin, öğrencinin utangaçlığı ve okula uyumu arasındaki ilişkide düzenleyici rolü olduğu ortaya konmuştur (Wu, Wu, Chen, Han, Han, Wang, ve Gao, 2015). Bununla birlikte öğretmenlerle kurulan ilişkinin kalitesinin, öğrencinin iyi oluşunu, olumlu benlik algısını, sosyal ve akademik konularda uyum sağlamadaki motivasyonunu ve bu konulardaki becerilerinin gelişmesini desteklediğine inanılmaktadır (Wentzel, 2009).

Olumlu bir öğrenci öğretmen ilişkisi aynı zamanda öğrencilerin okula karşı olumlu tutum geliştirmelerine yardımcı olabilmektedir (İpek ve Terzi, 2010). Bununla beraber özellikle, duyuşsal ve sosyal açıdan hazır olmayan çocuklara karşı, öğretmen tutum ve davranışı; çocuğun bütün okul yaşamını olumlu ya da olumsuz yönde etkileyecek kadar yaşamsal bir öneme sahiptir (Yapıcı, 2004). Kolburan-Geçer (2002), yapmış olduğu çalışmasında da öğretmenin öğrenciye gösterdiği yakınlık derecesinin öğrencinin okula karşı tutumunu etkilediğini ortaya koymuştur.

Öğretmen – öğrenci ilişkileri; her ilişkide olduğu gibi iletişimden, çatışmaya, yakınlıktan bağımsızlığa kadar birçok ögeyi içermektedir. Öğretmenin sınıf içinde koyduğu kurallar ve bunları öğrenciye aktarma biçimi, sınıf yönetimi stratejileri gibi birçok davranış öğretmen – öğrenci ilişkisi kapsamında ele alınabilir. Yapılan araştırmalar da öğretmenlerin sınıf içindeki davranışlarının öğrenciler üzerindeki etkisini ortaya koymuştur. Örneğin; Ogelman ve Ersan (2014) tarafından yapılan bir araştırmada okul öncesi öğretmenlerin sınıf yönetimi stratejilerinin öğrencilerin akran ilişkilerinde etkisi olup olmadığı test edilmiştir. Çalışma sonuçları, öğretmenlerin sınıf yönetimi stratejilerinin öğrencilerin başkalarına yardım amaçlı sosyal davranışlarını, akranlarına karşı korkulu kaygılı olmalarını ve akran şiddetine maruz kalmalarını anlamlı olarak yordadığını göstermiştir.

Öğrencilerin sosyal ve akademik gelişimlerini destekleyen öğretmen – öğrenci ilişkisinin riskli davranışlar gösteren öğrenciler açısından da koruyucu bir faktör olabileceği araştırmayla (Rudasill, Reio, Stipanovic ve Taylor, 2010) desteklenmektedir. Başka bir araştırmada öğretmen-öğrenci ilişkisinin kalitesi arttıkça, problem davranışlara sahip öğrencilerin sosyal, davranışsal yönden ve uyum açısından olumlu yönde değiştiği belirlenmiştir (Decker, Dona ve Christenson, 2007). Ayrıca öğretmen öğrenci ilişkisindeki yakınlık, öğrencinin davranışsal problemlerinden olan dışsallaştırma problemlerindeki azalmayla da ilişkili bulunmuştur (Silver, Measelle, Armstrong ve Essex, 2005). Skalická, Belsky, Stenseng ve Wichstrøm (2015), yapmış oldukları çalışmalarında anaokulunda öğretmeninden daha az yakınlık gören öğrencilerin, ilkökul birinci sınıfta öğretmenleriyle daha çok çatışma yaşadıklarını ve bunun sonucunda da gösterilen problem davranışların arttığını ifade etmişlerdir.

Literatürde olumlu öğretmen-öğrenci ilişkisinin öğrenciler üzerindeki etkisinin değerlendirilmesinin yanı sıra öğretmenlere olan etkisi de değerlendirilmiştir. Örneğin Spilt, Koomen ve Thijs (2011), tarafından yürütülen araştırmada olumlu öğretmen-öğrenci ilişkisi öğretmenlerin iyi oluş hali ile ilişkili bulunmuştur. Bir başka deyişle öğretmenin öğrenciyle kurduğu ilişkinin niteliği sadece öğrencisinin duygusal, sosyal, akademik gelişimini değil ayrıca öğretmenin psikolojik durumunu da etkilemektedir.

Öğretmen – öğrenci ilişkisi öğrencinin akademik başarısını, duygusal ve sosyal uyumunu ve problem davranışlarını etkileyen çok boyutlu bir davranışlar ağıdır. Bunun yanı sıra söz konusu ilişki, sadece öğrencinin değil öğretmenin de duygusal-sosyal durumunu etkileyebilmektedir. Karşılıklı etkisi bulunan bu ilişkinin niteliğini ve boyutlarını ortaya koymak için geçerli ve güvenilir ölçme araçlarına ihtiyaç duyulmaktadır.

Alanyazın ayrıntılı olarak incelendiğinde öğretmen – öğrenci ilişkilerini ölçmek için Türkiye’de sınırlı sayıda ölçme aracının bulunduğu saptanmıştır. Bunlardan biri İpek ve Terzi (2010), tarafından geliştirilen “Öğretmen-Öğrenci İlişkisi Değerlendirme Ölçeği”dir. Ölçek 22 maddeden ve sınıf içi ilişki, okul içi ilişki ve okul dışı ilişki olmak üzere üç alt ölçekten oluşmaktadır. Ölçeğin alt ölçekleri genel ilişki niteliğini ölçmekte ve öğretmen – öğrenci ilişkisinin boyutlarına ilişkin bilgi vermemektedir. Bununla birlikte ölçek ilkökul, ortaokul ve lise öğretmenlerinden toplanan verilerle geliştirilmiş ve eğitim kademeleri arasında herhangi bir ayırım yapılmamıştır. İlkokul, ortaokul ve lisedeki öğretmen – öğrenci ilişki boyutunun değişebileceği ve her kademenin kendine özgü özellikleri olduğu göz önünde bulundurulduğunda her kademeye ayrı ölçek kullanılmasının daha sağlıklı olduğu düşünülmektedir.

Bu konudaki alanyazın incelendiğinde özellikle Pianta (2001), tarafından öğretmen-öğrenci ilişkisini ölçen Öğretmen – Öğrenci İlişki Ölçeği adlı bir ölçeğin geliştirildiği ve bu ölçeğin ilkökul düzeyinde öğretmen – öğrenci ilişkisini ölçmek amacıyla sıklıkla kullanılan ölçeklerden biri olduğu görülmektedir. ÖÖİÖ’nün farklı kültürlerde de uygulanabilmesi için uyarlama çalışmaları yapılmıştır. Ölçeğin İtalya’da (Fraire, Longobardi ve Sclavo, 2008), Hollanda’da (Koomen, Verschueren, Schooten, Jak ve Pianta, 2012), Yunanistan (Gregoriadis ve Tsigilis, 2008) ve Norveç (Drugli ve Hjemdal, 2013) ve Çinde (Mi-young ve Neuharth-Pritchett, 2011) adaptasyon çalışmalarının yapıldığı görülmüştür. Özetle, alanyazındaki çalışmalara bakıldığında ÖÖİÖ’nün anaokulu ve ilkökul düzeyinde öğretmenlerin öğrenciyle olan ilişkilerine yönelik algılarını ölçmek için araştırmalarda sıklıkla kullanılan bir ölçek olduğu görülmektedir (Ahnert, Harwardt-Heinecke, Kappler, Eckstein-Madry ve Milatz, 2012; Eisenhower, Baker ve Blacher, 2007; McIntyre, Blacher ve Baker, 2006; Murray ve Murray, 2004; Murray, Waas, ve Murray, 2008; Murray ve Zvoch, 2011; Rudasill, Reio, Stipanovic ve Taylor, 2010; Thijs, Westhof ve Koomen, 2012; Trentacosta ve Izard, 2007; Verschueren ve Koomen, 2012). Farklı kültürlerde de uyarlaması yapılan ve yaygın bir kullanıma sahip olan bu ölçeğin uyarlama çalışmasının yapılmasının ilgili alanyazında bir boşluğu dolduracağı ve gelecekte de kültürler arası çalışmalar yürütmeye olanak tanıyabileceği düşünülmektedir.

Araştırmanın Amacı

Bu çalışmanın amacı Pianta (2001), tarafından geliştirilen Öğretmen – Öğrenci İlişki Ölçeğinin Türkiye uyarlamasını gerçekleştirmektir.

YÖNTEM

Çalışma Grubu

Öğretmen Öğrenci İlişkileri Ölçeği (ÖÖİÖ)’nün uyarlama çalışması için 2014 – 2015 Eğitim Öğretim yılında toplanan veriler 46 öğretmenin 560 öğrenci için doldurduğu ölçeklerden elde

edilmiştir. Çalışmaya katılan öğretmenlerin 31'i kadın (% 67) ve 15 erkektir (% 33). Öğrencilerin ise 263'ü kız (% 47) ve 282'si (%50) erkektir. 15 öğrencinin (% 3) ise cinsiyeti belirtilmemiştir. Bununla birlikte öğrencilerin 133'ü anaokuluna (% 23), 78'i birinci sınıfa (% 13), 134'ü ikinci sınıfa (% 23), 108'i üçüncü sınıfa (% 19) ve 104'ü dördüncü sınıfa (% 18) devam etmektedir. Üç öğrencinin (% 0.4) ise sınıfı belirtilmemiştir.

Veri Toplama Araçları

Çalışmada kullanılan veri toplama araçları ile ilgili bilgiler aşağıda verilmiştir.

Öğretmen – Öğrenci İlişki Ölçeği Orijinal Form: Öğretmenlerin bakış açısından öğretmen öğrenci ilişkisinin kalitesini değerlendirmeyi amaçlayan Öğretmen – Öğrenci İlişki Ölçeği (ÖÖİÖ), Pianta ve Nimetz (1991) tarafından anaokulu öğretmenleri üzerinde geliştirilmiştir. Ölçeğin ilk sürümünde 16 madde ve üç açık uçlu soru bulunmaktadır. Ölçeğin geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları başka çalışmalarla da (Pianta ve Steinberg, 1992; Pianta, Steinberg ve Rollins, 1995; Saft ve Pianta, 2001) desteklenmiş ve ölçeğe Pianta (2001), tarafından son hali verilmiştir. Tüm bu çalışma sonuçlarına göre ÖÖİÖ hem anaokulu hem de ilkökul öğretmenlerinin kullanabileceği üçlü likert derecelendirmeye sahiptir. ÖÖİÖ, üç boyutta toplam 28 maddeden oluşmaktadır. Çatışma boyutunda 12 madde; yakınlık boyutunda 11 madde ve bağımlılık boyutunda ise beş madde bulunmaktadır. (Örn; “Öğrencinin bana karşı duyguları aniden değişebilir,” “Öğrenci hatasını düzelttiğimde incinir.”, “Öğrenci benimle olan ilişkisine değer verir.”, “Öğrenci duygu ve yaşantılarını açık bir şekilde benimle paylaşır.”, “Öğrenciyle baş etmeye çalışmak enerjimi tüketir.”)

Ölçeğin güvenilirliğinin hesaplanması için test tekrar test güvenilirliğine ve iç tutarlılık katsayısı hesaplama yöntemlerine başvurulmuştur. Dört hafta arayla yapılan iki uygulamada puan ortalamaları arasındaki Pearson korelasyon katsayısı yakınlık alt boyutu için .88; çatışma alt boyutu için .92 ve bağımlılık alt boyutu için .76 ve tüm ölçek için .89 olarak bulunmuştur. Son hali verilen ölçeğin Cronbach Alpha katsayısı çatışma alt boyutu için .92; yakınlık alt boyutu için .86; alt bağımlılık boyutu için .64 ve tüm ölçek için .89 olarak hesaplanmıştır (Pianta, 2001).

Ölçeğin geçerlik çalışması kapsamında ÖÖİÖ'nün yapı geçerliği incelenmiş ve sonucunda ölçekte yer alan 28 maddenin toplam varyansın % 48.8'ini açıkladığı bulunmuştur. Çatışma alt boyutu toplam varyansın % 29.8'ini, yakınlık alt boyutu % 12.9'unu ve bağımlılık alt boyutu % 6.2'sini açıklamaktadır (Pianta, 2001). Ayrıca boyutlar arası ilişkiler incelenmiş ve buna göre, çatışma ile yakınlık alt boyutları arasında -.45 ($p < .001$), çatışma ile bağımlılık alt boyutları arasında .28 ($p < .001$) ve yakınlık ile bağımlılık arasında .13 ($p < .01$) düzeyinde korelasyonların anlamlı olduğu görülmüştür. ÖÖİÖ'nün geçerliği kapsamında beş yaşından küçük çocuklar ve beş yaşından büyük çocuklar karşılaştırılmış ve öğretmenlerin beş yaşından büyük çocuklarla daha fazla çatışma ve bağımlılık yaşadığı ortaya konmuştur. Ayrıca ÖÖİÖ puanları ile çocukların davranış problemleri ve yetkinliklerle arasındaki ilişkiler incelenmiş ve buna göre davranış problemleri ile ÖÖİÖ puanları arasında -.72 ve öğrencilerin bağımlılık düzeyleri ile ÖÖİÖ puanları arasında .67 düzeyinde ($p < .01$) önemli ilişkiler bulunmuştur (Pianta, 2001). Tüm bu bulgular ÖÖİÖ'nün geçerliğine yönelik bir kanıt olarak yorumlanmıştır.

Kişisel Bilgi Formu: Öğrencilerin cinsiyetlerinin ve devam ettikleri sınıf düzeylerinin öğrenilmesi amacıyla araştırmacılar tarafından hazırlanmıştır.

İşlem

Ölçeğin uyarılma çalışması kapsamında Hambleton ve Patsula (1999), tarafından önerilen basamaklar takip edilmiştir. Orijinal form İngilizce dil bilgisine sahip en az yüksek lisans düzeyinde eğitimi bulunan beş psikolojik danışma ve rehberlik öğretim elemanına gönderilmiş ve her bir maddenin Türkçe çevirisinin yapılması istenmiştir. Yapılan çeviriler incelenerek araştırmacılar tarafından tek bir Türkçe form oluşturulmuştur. Daha sonra bu Türkçe form İngilizce dil bilgisine sahip ve davranış bilimleri alanında en az yüksek lisans derecesine sahip üç uzmana gönderilmiş ve

tekrar İngilizceye çevirisi sağlanmıştır. Gelen çeviri formlar ile orijinal ölçekteki maddeler karşılaştırılmış ve maddelerin anlam içeriği açısından ve Türkçe ifade gücü açısından uygun bir anlam verdiğinden emin olunmuştur. Daha sonra ölçek pilot uygulama için hazır hale getirilmiştir. Ölçek maddeleri araştırmacılar tarafından kültürel uygunluk bakımından da incelenmiştir. Ölçeğin pilot uygulama formu on sınıf öğretmenine uygulanmış ve öğretmenlerden maddelerin anlaşılabilirliği hakkında dönüt alınmıştır. Alınan dönütler çerçevesinde iki maddede anlamı güçleştirmeye yönelik olarak Türkçe dil bilgisi açısından düzeltme yapılmıştır.

Çalışma kapsamında veri toplamak üzere öncelikle Ankara İl Milli Eğitim Müdürlüğü'nden ve Hacettepe Üniversitesi Etik Komisyonu'ndan gerekli izinler alınmıştır. Ankara iline bağlı altı farklı devlet okulluna gidilmiş ve bu okullarda çalışan ve çalışmaya katılmayı gönüllü olarak kabul eden 46 ilkokul öğretmeni ile görüşülmüştür. Öğretmenlere çalışmanın amacı hakkında gerekli açıklamalar yapılmıştır. Bu kapsamda öğretmenlerden sınıflarından rastgele olarak en az beş en fazla 15 öğrenci seçmeleri ve her bir öğrenci için ayrı ayrı ölçeği doldurmaları istenmiştir. Öğretmenlerden elde edilen veriler toplanmış ve araştırmacılar tarafından bilgisayar ortamına girilerek analize hazır hale getirilmiştir.

Verilerin Analizi

ÖÖİÖ'nün geçerlik çalışması kapsamında kapsam geçerliği için uzman görüşüne, yapı geçerliği için ise doğrulayıcı ve açıklayıcı yapısal eşitlik modeli (AYEM) yöntemlerine başvurulmuştur. Dolan (1994) değişkenlerin normal dağılıma sahip olması koşuluyla kategori sayısının en az beş olması durumunda ki kare istatistiğinin kullanılabilirliğini, eğiklik ve basıklık katsayılarının büyüklüğüne bağlı olarak (normalden sapma) yedi kategorili değişkenler için bile pearson korelasyon kullanılmaması gerektiğini, bunun yerine polikorik korelasyonların kullanılmasının daha yansız (unbias) sonuç verebileceğini belirtmiştir. Lubke ve Muthen (2004) de aynı koşullar altında kategori sayısının en az yedi olması gerektiğini ifade etmektedirler. Hatta Jamieson (2004) likert tipi ölçeklerde kategoriler arasındaki aralıkların eşit olmadığını ve bunlara herhangi bir ortalama ya da parametrik bir korelasyon yapılamayacağını söylemektedir. Ayrıca bu tür verilere sadece nonparametrik istatistiklerin kullanılabilirliğini belirtmektedir. Bu açıklamalar ışığında doğrulayıcı faktör analizi polikorik korelasyonlar üzerinde robust ağırlıklandırılmış en küçük kareler yöntemi (WLSMV) kullanılarak gerçekleştirilmesine karar verilmiştir. Güvenirlilik çalışması kapsamında ise Cronbach Alpha iç tutarlılık katsayısı hesaplanmıştır. Çalışmada elde edilen verilerin analizinde Mplus 7 İstatistik Programından yararlanılmıştır.

BULGULAR

ÖÖİÖ orijinal formu üç boyuttan ve toplam 28 maddeden oluşmaktadır. Ölçeğin Türkçe Formu kullanılarak elde edilen verilerin kuramsal yapıyı ne derece doğruladıklarını ya da kuramsal yapı tarafından veriler arasındaki ilişkilerin ne derece açıklandığını incelemek amacıyla doğrulayıcı faktör analizi yapılmıştır. Analiz sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.

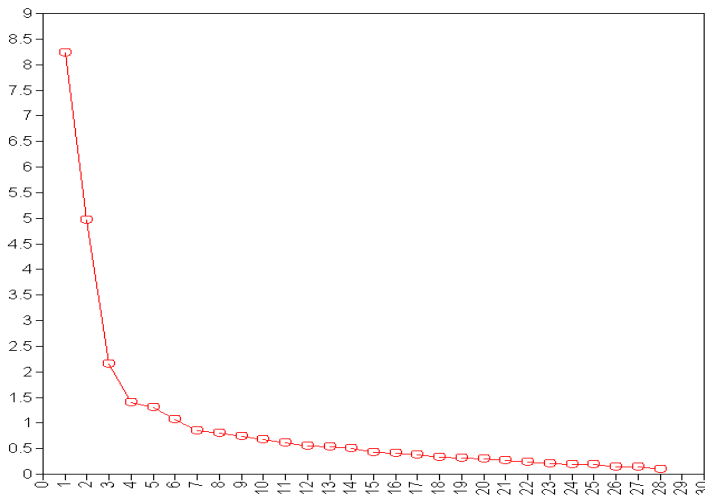
Tablo 1. Model Karşılaştırma Sonuçları

Model	χ^2	sd	p	CFI	RMSEA (%90 GA)	WRMR
1. Önerilen (Kuramsal)	3709.41	321	.00	.68	.14 (.13 -.14)	3.35
2. AYEM	1312.16	297	.00	.81	.08 (.07-.08)	.05

Tablo 1'de görüldüğü gibi, maddeler arasındaki ilişkilerin üç boyutlu kuramsal yaklaşımla açıklanabileceğine ilişkin önerilen modelin uyum katsayıları düşüktür. Hair, Black, Babin ve Anderson (2010), madde sayısı 12-30 arasında ve kişi sayısı 250'den fazla olması durumunda kabul

edilebilir bir model için genel uyum katsayılarına yönelik kesme noktalarını şöyle açıklamaktadır: istatistiksel bakımdan önemli χ^2 , CFI'nın .92'den büyük ve RMSEA'nın .07'den düşük olması. WRMR katsayısının ise .90 ve altında olması istenmektedir (Muthen ve Muthen, 2012). Bu açıklama ışığında önerilen modele ilişkin $\chi^2_{321} = 3.709,41$, $p=.00$, CFI= .68, RMSEA= .14 (.13- .14) ve WRMR 3.35 olması, model uyum katsayılarının kabul edilebilir düzeyde olmadığını göstermektedir.

Kuramsal modelin uyum katsayıları düşük bulunduğundan, bir sonraki aşamada açıklayıcı yapısal eşitlik modeli (exploratory structural equaliton model) kullanılmıştır. Brown (2006) DFA'nın model uyumsuzluğu sonucu değişim indekslerine (MI) dayalı daha iyi uyum elde etmek için sıklıkla keşfedici (explorative) amaçlarla kullanıldığını; bu durumda hatalı yük tanımlamalarının MI'lara dayalı incelenmesi yerine, döndürülmüş faktör matrisinin kullanıldığı açıklayıcı faktör analizi kullanılmasının uygun olduğunu ifade etmektedir. Marsh (2007) geleneksel DFA'nın çok faktörlü ölçeklerin çoğu için genel uyum katsayılarının aşırı katı olduğunu, her biri 5-10 maddeden oluşan 5-10 faktörlü ölçeklerin madde düzeyinde analiz edilmesi durumunda, faktör yapısı "iyi" olduğunda bile neredeyse CFI'nın .90'dan büyük, RMSEA'nın da .05'ten küçük elde etme olasılığının bulunmadığını belirtmektedir. Asparouhov ve Muthén (2009) doğrulayıcı faktör analizindeki uyum problemleri nedeniyle açıklayıcı yapısal eşitlik modelinin kullanılabileceğini, bu analizle tüm SEM parametrelerinin yanı sıra, maddelerin ileri sürülen diğer faktörlerdeki yüklerinin de incelenebileceğini ifade etmektedirler. Bu önerinin, bazı maddelerin yüklerinin düşük, bazılarının birden fazla faktörle ilişkili olduğu ÖÖİÖ için de geçerli olabileceği varsayılarak, araştırma grubundan elde edilen ölçümlerin öngörülen kuramsal yapıyı ne derece doğruladığı AYEM ile de test edilmiştir. Asparouhov ve Muthén (2009) bu yöntemin faktörlerin döndürülmesi ve her bir göstergenin tüm faktörlerle ilişkilendirilmesi bakımından, doğrulayıcı faktör analizinden farklı olduğunu belirtmektedirler. Bu noktada, Asparouhov ve Muthén'in (2009) önerileri doğrultusunda, açıklayıcı yapısal eşitlik modeli yapılarak analize devam edilmiştir. Tablo 1'de görüldüğü gibi AYEM'e ilişkin genel uyum katsayıları da kabul edilebilir düzeyin altında kalmıştır ($\chi^2_{297} = 1312.16$, Ki-kare/sd= 3.35; $p=.00$, CFI= .81, RMSEA= .08(.17- .08) ve SRMR .05). Bu durumda son seçenek olarak alternatif boyut sayılarını tanımlamak için açıklayıcı faktör analizinin (exploratory factor analysis) kullanılmasına karar verilmiştir. Açıklayıcı faktör analizi (AFA) sonucunda elde edilen özdeğer grafiği Şekil 1'de verilmiştir:



Şekil 1. OOİÖ AFA Özdeğer Grafiği

Şekil 1'de görüldüğü gibi, özdeğeri, birden büyük altı boyut bulunmaktadır. Bu altı boyuttan ilk ikisiyle diğerleri arasında bir kopma gözlenmektedir. Bu iki boyutun açıkladığı varyans .47 olarak

görülmüştür (sırasıyla % 29.38 ve % 17.71). Bununla birlikte, üç boyutlu kuramsal model ve üç boyutlu AYEM modelleri maddeler arasındaki ilişkileri açıklamada yeterli olmamıştır. Buradan hareketle ölçeğin üç boyutlu yapısı dışında alternatif modeller olabileceği düşünülmüştür. Mplus İstatistik Programı çıktısından ayrıca özdeğerlere ilişkin standart hatalar da elde edilebilmektedir. Bu hatalar göz önünde bulundurulduğunda, Ölçeğin iki boyutlu yapısının alternatif modellerden biri olabileceği sonucuna varılmıştır. Tablo 2'de iki boyutlu çözüme ilişkin madde faktör ilişkileri verilmiştir.

Tablo 2. ÖÖİÖ İki Boyutlu Model: Faktör Yükleri

Madde	İki Boyut		Madde	İki Boyut	
	F1	F2		F1	F2
M1	.80	-.29	M15	.50	-.49
M2	-.40	.63	M16	-.35	.68
M3	.73	-.02	M17	.54	.44
M4	.31	-.44	M18	.09	.71
M5	.68	-.35	M19	-.34	.38
M6	.08	.41	M20	-.20	.74
M7	.70	-.19	M21	.52	.25
M8	.45	.18	M22	-.01	.62
M9	.76	.00	M23	.02	.76
M10	.39	.15	M24	-.13	.73
M11	-.14	.77	M25	.16	.53
M12	.56	-.19	M26	.14	.57
M13	-.09	.70	M27	.77	-.07
M14	.28	.31	M28	.61	-.44

Tablo 2'de görüldüğü gibi, ölçeğin orijinal formunda yer alan yakınlık alt boyutundaki maddeler (1, 3, 4, 5, 7, 9, 12, 15, 21, 27, 28) ilk; çatışma alt boyutundaki maddeler ise (2, 11, 13, 16, 18, 19, 20, 22, 23, 24, 25, 26) ikinci boyutta yer almaktadır. Yakınlık alt boyutunda yer alan 4. ve 15. maddeler her iki boyuta da yük yüklemektedir. Yakınlık alt boyutuyla ilişkili olan maddelerin faktör yükleri .80 -.39; çatışma alt boyutunda yer alan maddelerin faktör yükleri .38 - .77 arasındadır. Bununla birlikte, bağımlılık alt boyutunda yer alan 6. madde ikinci boyuta; 8. ve 10. maddeler ilk boyuta; 14 ve 17. maddeler ise her iki boyuta yakın yükler yüklemektedir. Hair (2010), faktörlerin uygunluğu konusunda son kararı verenin araştırmacı olması gerektiğini ve bu kararların ampirik temelli değil kuram temelli olmasını önermektedir. Bununla birlikte her maddenin okunması ve hangi maddelerin hedef faktör altında anlamlı ve yararlı bir yapı oluşturduğuna karar vermek de madde seçiminde kriterlerden biridir. Frankel ve Wallen (2006) da madde yazımına başlanırken ve maddelere karar verilirken rasyonel bir temel olması gerektiğini öne sürmektedir. Tüm bu açıklamalardan yola çıkılarak ölçeğin orijinal formunun dayandığı kuramsal yapı temel alınmış, madde seçimleri yapılırken buna sadık kalınmıştır.

Bağımlılık alt boyutundaki maddelerin diğer alt boyutlarda da yüksek madde faktör yükleri almasından ve söz konusu boyutların anlamlandırılmasını sınırlamasından dolayı, bu boyutun ölçekten çıkarılmasına karar verilmiştir. Yakınlık ve çatışma alt boyutları arasındaki korelasyon -.42 ($p < .01$) olarak hesaplanmıştır. Bununla birlikte, ölçek puanlarının güvenilirlik çalışması sonucunda ilk boyutta madde – toplam korelasyonları .31 ile .70 arasında olup, Cronbach Alfa katsayısının .83 olduğu bulunmuştur. İkinci boyutta ise, madde – toplam korelasyonları .33 ile .69 arasında olup, Cronbach Alfa katsayısı .86'dır.

SONUÇ ve TARTIŞMA

Öğretmen-Öğrenci İlişki Ölçeği'nin uyarlanması amacıyla yapılan bu çalışma çerçevesinde gerçekleştirilen geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları kapsamında ölçeğin Türkiye'de kullanımı için gerekli kanıtlar sağlanmıştır. Ölçeğe ilişkin bu çalışmaların yapılması aşamasında maddeler arasındaki ilişkilerin üç boyutlu kuramsal yaklaşımla açıklanabileceğine ilişkin önerilen modelin uyum katsayıları düşük olduğu görülmüştür. Bu nedenle açımlayıcı yapısal eşitlik modeli yapılarak istatistiksel analize devam edilmiştir. AYEM'e ilişkin genel uyum katsayıları kabul edilebilir düzeyin altında kalmıştır. Bu durumda son seçenek olarak alternatif boyut sayılarını tanımlamak için açımlayıcı faktör analizinin (AFA) kullanılmasına karar verilmiştir. AFA sonuçları ölçeğin çatışma ve yakınlık olarak iki boyuttan oluştuğunu göstermiştir. Ölçeğin orijinalinde bulunan bağımlılık boyutu maddelerinin diğer boyutlarda da yüksek madde faktör yükleri almasından dolayı bu boyutun ölçekten çıkarılmasına karar verilmiştir. Whitaker, Dearth-Wesley ve Gooze (2015) ve ABD'de bulunan National Institute of Health (NIH)'a bağlı Eunice Kennedy Shriver National Institute of Child Health and Human Development (NICHD) Study of Early Child Care (2010) tarafından yapılan çalışmalarda da ÖÖİÖ'nün kısa formu kullanılmış ve bağımlılık boyutu kısa formdan da çıkarılmış, yakınlık ve çatışma boyutundan bazı maddeler çıkartılarak ölçek 15 maddeye indirilmiştir.

Bununla birlikte aynı kuramsal yaklaşıma dayalı olarak geliştirilen Ebeveyn – Çocuk İlişkisi Ölçeği'nin (Pianta, 1992) Türkiye'ye uyarlanmasında da üç boyutlu yapının çalışmadığı görülmüş ve ölçekten yedi madde çıkartılarak ölçek iki boyut olarak tanımlanmıştır (Akgün ve Yeşilyaprak, 2010). Görülmektedir ki; bu çalışmaya benzer şekilde başka çalışmalarda da çatışma, yakınlık ve bağımlılık boyutlarından oluştuğu ileri sürülen ilişki farklı örneklerde iki boyutlu olarak görülebilmektedir. Dolayısıyla ölçeğin Türkçe formu iki boyuttan oluşmaktadır.

Sonuç olarak; ÖÖİÖ'nün Türkiye uyarlaması sonucunda ölçeğin 23 maddeden ve iki boyuttan oluştuğu görülmüştür. ÖÖİÖ ilkokullarda öğretmen – öğrenci ilişkisini değerlendirmek üzere araştırmalarda kullanılacak bir ölçme aracıdır. Birey hakkında tek başına karar verebilmek için bu aşamada bu ölçeğin tek başına kullanımının uygun olmadığı düşünülmektedir. Ölçeğin çatışma boyutundan alınan yüksek puan öğretmen – öğrenci ilişkisinde çatışmanın; yakınlık boyutundan alınan yüksek puan ise ilişkide yakınlığın varlığına işaret etmektedir.

ÖÖİÖ, okul öncesi öğretmenleri, sınıf öğretmenleri ve okul öncesi ve ilkokul dönemiyle çalışan psikolojik danışmanlar ve diğer ruh sağlığı uzmanları tarafından öğretmen – öğrenci ilişkisini ölçmek amacıyla kullanılabilir. Bireyle psikolojik danışma, grupla psikolojik danışma, sınıf içi rehberlik etkinlikleri gibi öğretmen – öğrenci ilişki kalitesini arttırmaya yönelik yapılan müdahalelerde ÖÖİÖ ön ve son test olarak kullanılabilir ve yapılan müdahalenin etkililiği hakkında bilgi verebilir. Bunun yanı sıra önleyici çalışmalar kapsamında okulda ÖÖİÖ uygulanarak, öğretmeniyle çatışma içerisinde olan çocuklar belirlenebilir ve erken müdahale edilebilir. Alan uygulayıcılarının yanı sıra araştırmacılar da okul öncesi ve ilkokul döneminde yaptıkları araştırmalarında ÖÖİÖ'yü öğretmen – öğrenci ilişkisini belirlemek amacıyla kullanabilirler. Bununla beraber geçerlik çalışmalarına ek olarak ÖÖİÖ'nün iki faktörlü yapısı yeni bir örneklem grubundan toplanan verilerle doğrulayıcı faktör analizi yöntemi kullanılarak test edilebilir.

KAYNAKÇA

- Ahnert, L., Harwardt-Heinecke, E., Kappler, G., Eckstein-Madry, T., & Milatz, A. (2012). Student–teacher relationships and classroom climate in first grade: how do they relate to students' stress regulation?. *Attachment & human development, 14*(3), 249-263.
- Akgün, E., Yeşilyaprak, B. (2010). Çocuk Anababa İlişki Ölçeği Türkçe formunun geçerlik ve güvenilirlik çalışması. *Balıkesir University Journal of Social Sciences Institute, 13*(24), 44-53.
- Asparouhov, T., ve Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 16*(3), 397-438.

- Bowlby, J. (2012). *Bağlanma*. (Çev. Tuğrul Veli Soylu). İstanbul: Pinhan Yayıncılık.
- Bronfenbrenner, U. (1986). Ecology of the family as a context for human development: Research perspectives, *Developmental Psychology*, 22(6), 723-742.
- Bronfenbrenner, U. (2005). *Making human beings human: Bioecological perspectives on human development*. Sage Publication.
- Brown, T. A., (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (1st. Edition). New York: The Guilford Press.
- Curby, T. W., Rimm-Kaufman, S. E., Ponitz, C. C. (2009). Teacher–child interactions and children’s achievement trajectories across kindergarten and first grade. *Journal of Educational Psychology*, 101(4), 912.
- Decker, D. M., Dona, D. P., Christenson, S. L. (2007). Behaviorally at-risk African American students: The importance of student–teacher relationships for student outcomes. *Journal of School Psychology*, 45(1), 83-109.
- Demirkaya, P. N. (2013). *Anasınıfına özel gereksinimi olan ve olmayan öğrencilerin öğrenci–öğretmen ilişkisinin incelenmesi*. Yüksek Lisans Tezi, Ankara: Ankara Üniversitesi.
- Dolan, C. V. (1994), Factor analysis of variables with 2, 3, 5, and 7 response categories: A comparison of categorical variable estimators using simulated data. *British journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 47, 309-326
- Drugli, M. B., & Hjemdal, O. (2013). Factor structure of the student–teacher relationship scale for Norwegian school-age children explored with confirmatory factor analysis. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 57(5), 457-466.
- Eisenhower, A. S., Baker, B. L., & Blacher, J. (2007). Early student–teacher relationships of children with and without intellectual disability: Contributions of behavioral, social, and self-regulatory competence. *Journal of School Psychology*, 45(4), 363-383.
- Fraire, M., Longobardi, C., Scavo, E. (2008). Contribution to validation of the student-teacher relationship scale (STRS Italian Version) in the italian educational setting. *European Journal of Education and Psychology*, 1(3), 49-59.
- Frankel, J., & Wallen, T. (2006). Cross-cultural on organizational commitment: a further review and application of hofstede’s value survey module. *Journal of International Business and Entrepreneurship*, 10(1), 1-26.
- Gregoriadis, A., & Tsigilis, N. (2008). Applicability of the Student—Teacher Relationship Scale (STRS) in the Greek Educational Setting. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 26(2), 108-120.
- Griggs, M. S., Gagnon, S. G., Huelsman, T. J., Kidder-Ashley, P., & Ballard, M. (2009). Student-teacher relationships matter: Moderating influences between temperament and preschool social competence. *Psychology in the Schools*, 46(6), 553-567.
- Hair, J. F. (2010). *Multivariate data analysis*. Pearson College Division.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010) *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson Company.
- 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), 1-30.
- Hamre, B. K., Pianta, R. C. (2001). Early teacher-child relationships and the trajectory of children’s school outcomes through eight grade. *Child Development*, 72(2), 625-638.
- İpek, C., Terzi, A. R. (2010). İlk ve ortaöğretim kurumlarında öğretmen–öğrenci ilişkilerinin öğretmen görüşlerine göre belirlenmesi: Van ili örneği. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 16(3), 433-456.
- Jamieson, S. (2004). Likert scales: how to (ab) use them. *Medical education*, 38(12), 1217-1218.
- Kolburan-Geçer, A. (2002). *Öğretmen yakınlığının öğrencilerin başarıları, tutumları ve güdülenme düzeyleri üzerindeki etkisi*. Doktora tezi, Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- Koomen, H. M., Verschueren, K., van Schooten, E., Jak, S., Pianta, R. C. (2012). Validating the Student-Teacher Relationship Scale: Testing factor structure and measurement invariance across child gender and age in a Dutch sample. *Journal of School Psychology*, 50(2), 215-234.
- Lubke, G. H., & Muthén, B. O. (2004). Applying multigroup confirmatory factor models for continuous outcomes to Likert scale data complicates meaningful group comparisons. *Structural Equation Modeling*, 11(4), 514-534.
- Marsh, H. W. 2007. “Application of confirmatory factor analysis and structural equation modeling in sport and exercise psychology”, *Handbook of Sport Psychology* (3rd Edition). 774-798.
- McIntyre, L. L., Blacher, J., & Baker, B. L. (2006). The transition to school: Adaptation in young children with and without intellectual disability. *Journal of Intellectual Disability Research*, 50(5), 349-361.
- Mi-young, L. W., Neuharth-Pritchett, S. (2011). Examining factorial validity and measurement invariance of the Student–Teacher Relationship Scale. *Early Childhood Research Quarterly*, 26(2), 205-215.

- Muller, C. (2001). The role of caring in the teacher-student relationship for at-risk students. *Sociological Inquiry*, 71(2), 241-255.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). *Mplus User's Guide*. Los Angeles, CA: Muthen & Muthen; 1998-2010.
- Murray, C., & Zvoch, K. (2011). Teacher—student relationships among behaviorally at-risk African American youth from low-income backgrounds: student perceptions, teacher perceptions, and socioemotional adjustment correlates. *Journal of Emotional and Behavioral Disorders*, 19(1), 41-54.
- Murray, C., & Murray, K. M. (2004). Child level correlates of teacher—student relationships: An examination of demographic characteristics, academic orientations, and behavioral orientations. *Psychology in the Schools*, 41(7), 751-762.
- Murray, C., Waas, G. A., & Murray, K. M. (2008). Child race and gender as moderators of the association between teacher—child relationships and school adjustment. *Psychology in the Schools*, 45(6), 562-578.
- NICHD Study of Early Child Care. (2000). Teacher's relationship with child; first grade student-teacher relationship scale. *Child Care Data Report - 309*. Research Triangle Park, NC: Research Triangle Institute.
- O'Connor, E., & McCartney, K. (2007). Examining teacher—child relationships and achievement as part of an ecological model of development. *American Educational Research Journal*, 44(2), 340-369.
- Ogelman, H. G., Ersan, C. (2014). Okul Öncesi Öğretmenlerinin Sınıf Yönetimi Stratejilerinin 5-6 Yaş Çocuklarının Akran İlişkilerini Yordayıcıları. *Bartın Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 3(2), 63-84. Doi: 10.14686/BUEFAD.201428172
- Pianta R. C. (2001). *Student-Teacher Relationship Scale: Professional Manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources, Inc
- Pianta, R. C., Nimetz, S. L. (1991). Relationships between children and teachers: Associations with classroom and home behavior. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 12(3), 379-393.
- Pianta, R. C., Steinberg, M. (1992). Teacher-child relationships and the process of adjusting to school. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 57, 61-80.
- Pianta, R. C., Steinberg, M. S., Rollins, K. B. (1995). The first two years of school: Teacher-child relationships and deflections in children's classroom adjustment. *Development and Psychopathology*, 7(02), 295-312.
- Pomeroy, E. (1999). The teacher-student relationship in secondary school: Insights from excluded students. *British Journal of Sociology of Education*, 20(4), 143-148.
- Rudasill, K. M., Reio, T. G., Stipanovic, N., Taylor, J. E. (2010). A longitudinal study of student—teacher relationship quality, difficult temperament, and risky behavior from childhood to early adolescence. *Journal of School Psychology*, 48(5), 389-412.
- Saft, E. W., Pianta, R. C. (2001). Teachers' perceptions of their relationships with students: Effects of child age, gender, and ethnicity of teachers and children. *School Psychology Quarterly*, 16(2), 125.
- Silver, R. B., Measelle, J. R., Armstrong, J. M., Essex, M. J. (2005). Trajectories of classroom externalizing behavior: Contributions of child characteristics, family characteristics, and the teacher—child relationship during the school transition. *Journal of School Psychology*, 43(1), 39-60.
- Skalická, V., Belsky, J., Stenseng, F., Wichstrøm, L. (2015). Preschool- Age Problem Behavior and Teacher—Child Conflict in School: Direct and Moderation Effects by Preschool Organization. *Child Development*, 86(3), 955-964.
- Spilt, J. L., Koomen, H. M., Thijs, J. T. (2011). Teacher wellbeing: The importance of teacher—student relationships. *Educational Psychology Review*, 23(4), 457-477.
- Tatar, K. (2004). *Sınıf içi öğretmen öğrenci iletişiminin öğrenci başarısı üzerine etkileri ve bir uygulama*. Yayınlanmamış Yüksek lisans Tezi. Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kütahya.
- Thijs, J., Westhof, S., & Koomen, H. (2012). Ethnic incongruence and the student—teacher relationship: The perspective of ethnic majority teachers. *Journal of School Psychology*, 50(2), 257-273.
- Trentacosta, C. J., & Izard, C. E. (2007). Kindergarten children's emotion competence as a predictor of their academic competence in first grade. *Emotion*, 7(1), 77.
- Verschuere, K., & Koomen, H. M. (2012). Teacher—child relationships from an attachment perspective. *Attachment & human development*, 14(3), 205-211.
- Wentzel, K. (2009). Students' relationships with teachers as motivation contexts. In K. Wentzel A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation in school* (pp. 301–322). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Whitaker, R. C., Dearth-Wesley, T., Gooze, R. A. (2015). Workplace stress and the quality of teacher—children relationships in Head Start. *Early Childhood Research Quarterly*, 30, 57-69. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecresq.2014.08.008>

- Wu, Y., Wu, J., Chen, Y., Han, L., Han, P., Wang, P., Gao, F. (2015). Shyness and School Adjustment Among Chinese Preschool Children: Examining the Moderating Effect of Gender and Teacher-Child Relationship. *Early Education and Development*, 26(2), 149-166.
- Yapıcı, M. (2004). İlköğretim birinci sınıfa başlayan öğrencilerin hazır bulunuşluk düzeyleri. *Uluslararası İnsan Bilimleri Dergisi*, 1(1), 1-8.

EXTENDED ABSTRACT

Introduction

Primary school students not only have more social skills but also become academically more successful in further years provided that if they develop a positive relationship with their teachers upon starting the school (Hamre and Pianta, 2001). Teacher-student relationship is a multi-dimensional factor affecting the academic success, emotional and social adjustment as well as problem behaviors of the student. That relationship can affect the emotional-social situation of both the student and the teacher. A number of valid and reliable assessment instruments are needed to ascertain the characteristics and aspects of this reciprocation.

The related literature shows us that there is a limited number of instruments to assess the teacher-student relationship in Turkey. One of these is the “Teacher-Student Relationships Assessment Scale” developed by Ipek and Terzi (2010). The scale consists of 22 items and three factors described as classroom, school, and out-of-school relationships.

However, when the existing studies are examined, it is seen that the Student-Teacher Relationship Scale (STRS) developed by Pianta (2001) is one of the scales frequently used to assess the teacher-student relationships at primary school level. Several adaptation studies have been done to apply the STRS in different cultures like Italian (Fraire, Longobardi and Sclavo, 2008), Dutch (Koomen, Verschueren, Schooten, Jak and Pianta, 2012), Chinese (Mi-young and Neuharth-Pritchett, 2011).

Therefore, this study aims to adapt Pianta’s Student-Teacher Relationship Scale (2001), to Turkey and to contribute to the works of pre- and elementary school psychological counselors, classroom teachers and researchers.

Method

The data gathered from six different public schools in Ankara city center and interviewed with 46 primary school teachers who were working in those schools and voluntarily accepted to participate in this study. The teachers were duly informed about the aim of the research on an individual basis. They were asked to choose five students randomly from their own classrooms and to fill the scales separately for each of five students. The data needed to adapt the STRS were accordingly obtained through these scales filled by 46 teachers for 560 students in the 2014-2015 education year.

As for the validity of STRS, the experts were asked to rate its content validity. Its construct validity was assessed with confirmatory and exploratory factor analyses. Lastly, Cronbach’s Alpha coefficient of internal consistency was calculated to determine its reliability.

Results and Discussion

The confirmatory factor analysis was conducted with categorical data, in other words, by using the method of robust weighted least squares (WLSMV) over polychoric correlations. The coefficients of concordance for the suggested model were not at acceptable levels considering $\chi^2_{321} = 3.709,41$, $p=.00$, CFI= .68, RMSEA= .14 (.13- .14) and WRMR 3.35. We therefore proceeded to the analysis through the exploratory structural equation model (ESEM) in accordance with Asparouhov and Muthén’s (2009) and Kelloway’s suggestions (2015). The coefficients of concordance for ESEM

also remained below the acceptable level ($\chi^2_{297} = 1312.16$, $p=.00$, CFI= .81, RMSEA= .08(.17- .08) and SRMR .05). As a last resort, we decided to use an exploratory factor analysis (EFA) in order to identify the alternative number of dimensions.

According to the results of EFA, there are six dimensions with an eigenvalue greater than one. A disconnection is observed between the first two and the remaining four of these six dimensions. The variance the two dimensions explained was found as .47 (29.38 % and 17.71 %, respectively). However, the three-dimensional theoretical model and the three-dimensional ESEM models failed to explain the relationships between items. Standard errors for eigenvalues can be also obtained from Mplus output. Considering these errors, we concluded that the two-dimensional form could be one of the alternative models. The dimension of dependency was excluded from the scale as the items related to it had high factor loadings in the other dimensions and limited the explanation of those dimensions.

Separately from this study, the reliability analysis of the scale points indicated that item-total correlations for the first dimension ranged from .31 to .70 and Cronbach's Alpha coefficient was .83. Item-total correlations for the second dimension were between .33 and .69, and Cronbach's Alpha coefficient was .86.

In conclusion, the Turkish adaption of STRS consists of 23 items and two dimensions. STRS is an assessment instrument usable to assess the teacher-student relationships in primary schools. Scoring high at the conflict dimension of the scale indicates the existence of conflict and scoring high at the intimacy dimension indicates the existence of intimacy in a given teacher-student relationship.

STRS can be used to assess teacher-student relationships by preschool and classroom teachers as well as psychological counsellors and other mental health professionals dealing with pre- and primary school children. It can be used as a pre- or post-test during interventions to enhance teacher-student relationships like individual or group counselling and classroom guidance activities. STRS can inform about the effectiveness of those interventions. Furthermore, it can be applied in schools within the scope of preventive works. Students in conflict with their teachers can be determined and treated with an early intervention in this way. In addition to field practitioners, researchers can also use STRS to assess teacher-student relationships in their studies related to the pre- and primary school period.