

ÇOCUKLAR İÇİN AÇIK ALANDA OYUNA YÖNELİK TUTUM ÖLÇEĞİ: UYARLANMASI VE PSİKOMETRİK ÖZELLİKLERİ

THE ATTITUDES TOWARD OUTDOORS PLAY SCALES FOR CHILDREN: ADAPTATION AND PSYCHOMETRIC PROPERTIES

Devrim ERDEM¹

Başvuru Tarihi: 07.02.2019 Yayına Kabul Tarihi: 03.12.2019 DOI: 10.21764/maeuefd.523925

Araştırma Makalesi

Özet: Bu araştırmanın amacı, çocukların açık alanda oyun oynamaya yönelik tutumlarının belirlemek için geliştirilen açık alanda oyun tutum (AAOT) ölçeğini Türkçe'ye uyarlamak ve psikometrik özelliklerini incelemektir. AAOT özgün ölçeği, 9-13 yaş çocukların açık alanda oynamaya yönelik tutumlarının değerlendirildiği 12 madde ve iki alt ölçekten oluşan 4'lü Likert tipinde bir araçtır. Aracın Türk kültürüne uygunluğu ve dilsel eşdeğerliği değerlendirildikten sonra 9-13 yaş arası 521 öğrenciye uygulama yapılmıştır. Doğrulayıcı faktör analizi sonuçları iki faktörlü yapının Türkiye örnekleme uygun olmadığını göstermiştir. Bu aşamada, hedef kültürde faktör yapısının açılımlayıcı faktör analiziyle incelenmesine karar verilmiştir. Türkiye örnekleminde 12 maddelik AAOT ölçeği, toplam varyansın %54.46'sını açıklayan üç faktörlü bir yapı göstermiştir. Bu üç faktörlü modelin gerçek verilere uyumu DFA ile değerlendirildiğinde, model uyumunun iyi düzeyde olduğu ortaya çıkmıştır. Açık alanda oyunun faydalarına ilişkin alt ölçek dört maddeden ($\alpha=.70$), açık alanda yapılandırılmamış oyuna ilişkin alt ölçek üç maddeden ($\alpha=.67$) ve açık alanda oyun oynamaya yönelik korkular alt ölçeği beş maddeden ($\alpha=.81$) oluşmaktadır. Çalışmanın ikinci aşaması farklı bir örneklem grubunda yürütülmüştür. Bulgular, cinsiyete göre tam ölçüm değişmezliğinin sağlandığını ve puanların cinsiyet, yaş, anne baba eğitim düzeyi ve okul öncesi

Abstract: The aim of this study was to adapt the Attitudes toward Outdoor Play (ATOP) scale to Turkish and to examine the psychometric properties. The ATOP scale is a 4-point Likert-type tool consisting of 12 items and two subscales in which 9-13 year-olds' attitudes towards outdoor play are evaluated. After assessing the suitability and linguistic equivalence of the tool to Turkish culture, the scale was applied to 521 students between the ages of 9 and 13 years. The initial CFA results for the two-factor structure yielded insufficient fit statistics. At this stage, instead of making modifications, it was decided to examine the factor structure on the target culture with exploratory factor analysis (EFA). The EFA resulted in 12-item in Turkey sample and three dimensions explaining the 54.46's% of the total variance. The model fit indices of the three-factor structure were at a good level. The subscale of the benefits of the play consists of four items ($\alpha=.70$), three items ($\alpha=.67$) related to the unstructured play, and the fears subscale for consisted of five items ($\alpha=.81$). The second phase of the study was carried out on a different sample group. The full measurement invariance was provided across boys and girls. In addition, it was found out that attitude scores did not

¹ Dr. Öğretim Üyesi, Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi, Eğitim Bilimleri Bölümü, Niğde, erdem_devrim@yahoo.com, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1810-2454>

eğitim alma durumuna göre farklılık göstermediğini ortaya koymuştur. Sonuç olarak, AAOT ölçeğinin Türkiye örneklemine kullanılabilecek geçerli ve güvenilir bir araç olduğu belirlenmiştir.

differ according to sex, age, parental education level and pre-school education. As a result, it was determined that the ATOP scale is a valid and reliable tool that can be used in Turkish context.

Anahtar Sözcükler: *Açık alan, oyun, tutum, ölçek uyarlama, DFA, ölçme değişmezliği.*

Keywords: *Outdoors, play, attitude, adaptation, CFA, measurement invariance.*

Giriş

Çağımızın sağlık sorunları ile karşı karşıya kaldıkça dış mekan kullanımı, yeşil alan ve insan sağlığı arasındaki ilişkiler sıklıkla incelenir oldu (Munoz, 2009). “Açık alan” kavramı, çoğunluğu insan eliyle yapılan yerel bahçeler, yeşil alanlar ve parklar gibi kamusal alanlar ile daha az insan eli değmiş bir dereceye kadar “doğal” açık kırsal alan, orman, kıyı ve dağ alanları gibi dış mekanları kapsamaktadır (Pretty, 2007). Çocuklar açık alan kullanımından sağlık yararı sağlayabilecek temel sosyal gruplardan biri olarak tanımlandığı (Munoz, 2009) için tıp, halk sağlığı, psikoloji ve eğitim bilimleri disiplinlerinde yapılan araştırmalar da bu grup üzerinde yoğunluk kazanmıştır.

Kapalı mekanların dışında, nispeten doğal bir çevrede geçirilen zamanların çocuklara sağladığı pek çok yarar vardır. Açık alanda olmak, çocukların daha yaratıcı, daha mutlu olmalarına ve daha iyi odaklanabilmelerine yardımcı olmaktadır (Lehrer, 2012). Fiziksel aktivite için en fazla fırsat serbest oyun esnasında gerçekleşir (Burdette, Whitaker & Daniels, 2004). Bu nedenle açık alanda oyun oynamak çocukların motor ve koordinasyon becerilerinin gelişmesinde (Fjørtoft, 2001, 2004; Fjørtoft & Sageige, 2000) olduğu kadar görme ve bağışıklık sistemlerini destekleyerek fiziksel sağlığı güçlendirmede de (Mitchell & Popham, 2007, 2008) oldukça önemlidir. Araştırmalar açık alanda oyun oynamanın çocukların akademik performanslarını arttırdığını, uzun süreli bellek gelişimini desteklediğini, problem çözme ve yaratıcı düşünme becerilerini geliştirdiğini (Chawla, Keena, Pevec & Stanley, 2014, Little, 2017) göstermektedir. Ayrıca açık alanda bulunmak ve oyun oynamak saldırganlık davranışlarını düşürmekte (Hartig, Evans, Jamner, David & Garling, 2003; Jackson & Kochtitzky, 2002; Kaplan, 1995), kaygıyı ve stresi azaltmakta (Douglas, 2005; Ginsburg, 2007; Grahn & Stigsdotter, 2003; Nielsen & Hansen, 2007), liderlik, çatışma çözme, özerklik ve duygusal öz düzenleme (Chawla, Keena, Pevec & Stanley, 2014; Gray, 2011; Korpela, Hartig, Kaiser & Fuhrer 2001) gibi beceri kazanımları sağlamaktadır. Açık alanda az bir zaman geçirmenin bile çocukların nörolojik davranışlarını düzenlemede etkisi olmaktadır (Kuo & Taylor, 2004). Bunların yanı sıra sosyal becerilerini iyileştirme ve duygusal iyi oluşlarını destekleme yönünde işlevleri vardır (Ginsburg, 2007). Açık alanda gerçekleşen serbest oyunlar çocukların meraklı olmalarına ve çevrelerindeki dünyayı öğrenmeye yönelik ilgi duymalarına olanak tanır (Fjørtoft, 2001).

Açık alanda oyun oynamak çocuklara fiziksel, bilişsel, duyuşsal ve sosyal olarak pek çok yarar sağlmasına rağmen ne yazık ki önceki nesillere kıyasla daha az çocuk dışarıda zaman geçirmektedir (Karsten, 2005; Little & Wyver, 2008; Wells & Lekies, 2006). Açık alan

oyunlarının azalmasına sebep olarak kentsel alanda yaşayan insanların oranındaki hızlı büyüme (Turner, Nakamura & Dinetti, 2004), yapılandırılmış oyunların artması, teknoloji tabanlı oyunların ortaya çıkması, internetin her eve girmesi, çocukları eve daha yakın tutma eğiliminde olan endişeli ebeveynler, açık alan ve oyun etkinliklerinde güvenlik kaygısı ve yetişkin kontrolünün artması, akademik başarıya odaklı müfredat ve fazlasıyla programlı yaşam tarzları gibi pek çok etmen sıralanabilir (Hofferth, 2009; Pergams & Zaradic, 2006; Skar & Krogh, 2009). Bunların yanı sıra, O'Brien (2005) ve Thomas ve Thompson (2004) tarafından yapılan araştırma sonuçları göstermektedir ki; çocuklar kamusal ve açık alanda zorbalık, anti sosyal davranış, tecavüz ve pedofili gibi davranışlarla ergenler ve genç yetişkinler arasında ilişki kurmakta, bu nedenle de dışarıda yetişkin yabancılardan korkmaktadırlar (akt. Munoz, 2009). Bu ve benzeri etmenler çocukların açık alanda oyun oynamalarındaki engeller olarak görülebilmektedir.

Çocukların doğa alanları ile etkileşimi, genel olarak günlük yaşamlarından izole edilmese de bir dizi kültürel, ekonomik, toplumsal, çevresel ve demografik faktörden etkilenmektedir (Clements, 2004; Gifford & Nilsson, 2014; Gundersen, Skår, O'Brien, Wold & Follo, 2016). Eğitim sosyokültürel bağlamının değerlerini, tutumlarını ve önceliklerini içine alıp yansıtmakta (Waters & Maynard, 2014) sonuç olarak da açık alan oyunlarına genel olarak tesir etmektedir. Öğretmenler ise müfredatın gereklerini karşılamanın yanı sıra çocukların güvenliğini sağlamak için de üst düzey bir kontrol ve gözetim sağlamak durumunda kalmaktadırlar (Maynard & Waters, 2007). Bu da zamanının büyük kısmını okulda geçiren çocukların açık alanda bulunma fırsatlarını kısıtlamaktadır. Dolayısıyla çocuklarda önce ailede kazanılan sonra da okulda pekiştirilen açık alana yönelik biçimlendirilmiş davranış kalıpları gelişmektedir. İlk deneyimler, bir bireyi bazı davranış örüntülerine doğru yönlendirme etkisine sahiptir ve bir dönüm noktası meydana gelmedikçe davranış örüntüleri aynı yönde gelişmeye devam eder (Wells & Lekies, 2006). Bu bağlamda, deneyimlerle birlikte tutumlar da erken yaşlarda oluşmaya başlar.

Yapılan çalışmalar, çocukların açık doğal alanlardaki oyun sürelerinin ileride doğaya yönelik tutumlarını ve davranışlarını etkilediğini göstermektedir (Asah, Bengston, & Westphal 2012; Ewert, Place & Sibthorp 2005; Ward Thompson, Aspinall & Montarzino 2008). Diğer bir deyişle, çocukluk deneyimleri doğa ile etkileşimde önemlidir. Çocukken açık alanda geçirilen süre çevreye ve doğaya ilişkin ilginin en güçlü yordayıcısı olarak görülmektedir (Lohr & Pearson-Mims, 2005; Palmer, 1993). Erken çocuklukta doğayla etkileşimi az olan bireyler, gençlik ve yetişkinlikte çevreci faaliyetlere daha az katılmaktadır (Chawla, 1999). Doğa ile etkileşimin azalması sonucunda doğaya yönelik duyuşsal yakınlıkta azalma, olumlu tutum ve davranışlarda düşüş meydana gelmekte (Soga & Gaston, 2016), ayrıca doğada olmaya ve doğayı korumaya giderek daha az istek duyulmaktadır (Wells & Lekies, 2006). Doğa ile birey arasındaki mesafe açıldıkça, bireylerin doğada olmaya ve doğayı korumaya yönelik kişisel katkıda bulunma isteklikleri azalmakta ve teknolojinin çevresel sorunları çözeceğine dair inanç artmaktadır (Gigliotti, 1992, 1994). Diğer araştırmalar da bu görüşleri doğrulamakta, doğaya yönelik tutum ile doğada bulunma ve çevresel girişimler arasında pozitif ilişki olduğunu ortaya koymaktadır

(Hinds & Sparks, 2008; Pooley & O'Conner, 2000). Kısaca, doğa ile etkileşimde tutumlar açıkça önemli bir rol oynamakta ve davranışları etkilemektedir (Kollmuss & Agyeman, 2002).

Yapılan araştırmalar, açık alanda olmanın gerekliliğine ilişkin bilincin giderek arttığına dikkat çekmektedir. Dolayısıyla, çocukların doğada vakit geçirmelerine ve açık alanda oyun oynamalarına yönelik engellerin belirlenmesi ve üstesinden gelinmesi daha belirgin hale gelmiştir. Tutumların davranışları yönlendirme potansiyeli göz önünde bulundurulduğunda, çocukların açık alanlara dair tutumlarının incelenmesi önem taşımaktadır. Eğer ki çocukların açık alanda oyun oynamaya yönelik tutumları belirlenebilirse ve çocuklarda olumlu tutumların gelişmesi sağlanabilirse doğaya yönelik duyarlılık artırılabilir. Böylece çocuklar doğada olmanın faydalarından yararlanma fırsatı edinebilirler. Ancak, yerel literatürde bu alanda geliştirilmiş bir ölçeğe rastlanmamıştır. Bu nedenle, sağlık davranış kuramları, planlı ve mantıklı eylem modellerine dayalı olarak çocukların açık alanda oyun oynama tutumlarını ölçmeye yönelik geliştirilen bir ölçme aracının kullanılması uygun görülmüştür. Ölçek uyarlama kültürler arası araştırmalarda hem kuramsal hem de uygulama yönünde söz konusu yapıya ilişkin önemli bilgiler sağlayabilmektedir. Bu nedenle, bu araştırmanın amacı açık alanda oyuna yönelik tutum ölçeğini Türk kültürüne uyarlamak olarak ortaya konmuştur. Bu amaç doğrultusunda, araştırma iki aşamada yürütülmüştür. İlk aşamada ölçeğin dilsel eşdeğerliği incelenmiş, geçerlik ve güvenirlik çalışmaları yapılarak nihai formun psikometrik özellikleri belirlenmiştir. Bireysel veya grup farklılıklarının açık alana yönelik tutumlar üzerinde nasıl işlediği ayrıştırılabilirse daha etkili programlar geliştirmek mümkün olabilir. Bu nedenle, araştırmanın ikinci aşamasında farklı bir örneklem grubunda cinsiyete göre ölçme değişmezliği incelenmiş ve bazı sosyo-demografik değişkenlere göre (cinsiyet, yaş, anne-baba eğitim düzeyi, okul öncesi eğitim alma durumu) tutum puanlarının farklılaşıp farklılaşmadığı değerlendirilmiştir.

Yöntem

Katılımcılar

Bu araştırmada üç katılımcı grubu mevcuttur.

Katılımcı Grubu 1. Dilsel eşdeğerlik çalışmasının yapıldığı gruptur. Katılımcılar İngilizce öğretmenliği bölümünde okuyan 32 son sınıf öğrencisidir.

Katılımcı Grubu 2. Uyarlama çalışmasının pilot uygulamasını oluşturan gruptur. Katılımcıları Niğde ili merkez devlet okullarında öğrenim gören 521 öğrenci oluşturmaktadır. Bu gruptaki öğrencilerin %46.2'si ($n_K=241$) kız, %53.8'i ($n_E=280$) erkektir. Özgün örneklem grubunun yaş özellikleri göz önüne alarak pilot uygulamaya 9-13 yaş arası (4.-7. sınıf) öğrenciler dahil edilmiştir.

Katılımcı Grubu 3. Ölçme değişmezliğinin ve tutum puanlarını grup farklılıklarına göre incelendiği gruptur. Bu grupta yaşları 9 ile 12 (M=10.3; SD=1.01) arasında değişen 100 kız (%50) ve 100 erkek (%50) olmak üzere 200 öğrenci yer almıştır.

Veri toplama araçları

Kişisel Bilgi Formu. Uyarlama çalışmasının pilot uygulaması esnasında kullanılan formda cinsiyet, yaş ve sınıf düzeyi soruları yer almıştır. Ölçme değişmezliği ve grup farklılıklarının incelendiği uygulamada ise ebeveyn eğitim düzeyi, çocuğun okul öncesi eğitim alma durumu ile ilgili maddeler eklenmiştir.

Çocuklar için Açık Alanda Oyun Tutum Ölçeği. Açık alanda oyun tutum ölçeği (AAOT) Beyer ve arkadaşları (2015) tarafından geliştirilmiştir. Araştırmacılar, yapının bileşenlerini belirlerken sağlıklı davranış, bilinçli ve planlı eylem kuramlarından, çevre psikolojisi, sağlık ve tıp coğrafyasında yapılan araştırmalardan yola çıkmışlardır. İncelemeleri doğrultusunda (i) doğada açık alan oyunlarının yararına olan inanç, (ii) açık alanda oynamaya yönelik korkular veya engeller ve (iii) yapılandırılmamış oyuna yönelme olmak üzere kuramsal olarak üç boyut belirlemişlerdir. Bu boyutlar altında yazılan maddeler 9-13 yaş arası 362 katılımcıya uygulanmış, ancak elde edilen verilerin analizi sonucunda iki alt ölçek ortaya çıktığı belirtilmiştir. Beyer ve arkadaşları (2015), ortaya çıkan alt ölçeklerden birini, “açık alanda oyunun faydalarına” diğerini ise “açık alanda oyun korkusuna” yönelik tutumlar olarak isimlendirmişlerdir. Özgün formdaki faydalar alt ölçeği yedi maddeden (*Cronbach α =.79*), korkular alt ölçeği ise beş maddeden (*Cronbach α =.79*) oluşmaktadır. Faydalar alt ölçeği, doğadaki açık hava oyunlarını sağlık için faydalı olduğu kadar, doğal ortamlarda sıklıkla oyunla ilişkili, yapılandırılmamış yaratıcı oyunun yararları ile ilgili kavramları da içermektedir (Beyer ve ark., 2015). Korkular alt ölçeği ise doğadaki dış mekanda oyun oynamaya yönelik korkuları özetleyen beş ifadeyi içermektedir. Madde kategorileri “Kesinlikle Katılmıyorum”, “Katılmıyorum”, “Katılıyorum” ve “Kesinlikle Katılıyorum” olmak üzere 4’lü Likert tipindedir.

İşlem

Çeviri Süreci ve Dilsel Eşdeğerlik. Araştırmacı tarafından öncelikle söz konusu yapının hedef kültüre uygunluğu değerlendirilmiştir. Uygunluk kararından sonra çeviri işlemi başlamıştır. Çeviri sürecinde yaygın olarak çeviri ve geri-çeviri (Hambleton, 2001) tekniği kullanılır. Diğer bir teknik ise hedef dile yapılan çevirinin doğruluğu ve uygunluğunun anadili hedef dil olan biri tarafından değerlendirilmesidir (Pena, 2007). Bu araştırma kapsamında iki yaklaşım da kullanılmıştır. Çevirinin ilk aşamasında, yabancı diller bölümünde görev yapan iki okutman tarafından ölçek bağımsız olarak kaynak dilden hedef dile çevrilmiştir. Bu çeviriler araştırmacı tarafından tek bir formda toplanmıştır. Daha sonra iki okutman ve araştırmacının bulunduğu bir komisyon oluşturularak hangi ifadenin kaynak dildeki anlamı en iyi yansıttığı belirlenmiş ve Türkçe form oluşturulmuştur. Bu işlemi takiben, lisans eğitimini tamamen İngilizce olarak tamamlamış bir akademisyen tarafından bağımsız olarak geri çeviri yapılmıştır. Özgün ölçek

maddeleri ile geri çeviri formundaki maddeler anadili Türkçe olan doktora eğitimini Amerika’da tamamlamış olan bir akademisyen tarafından değerlendirilmiştir. Bu yargısal süreçte anlamsal kaymaya uğrayan veya çelişkili olduğu düşünülen herhangi bir ifadeye rastlanmamıştır. Hedef dildeki ifadeler Türkçe Eğitimi bölümünde görevli bir akademisyen tarafından incelenmiş ve nihai Türkçe form oluşturulmuştur.

Dilsel eşdeğerliğin kanıtlanmasında ise tek grup deseni kullanılmıştır. Tek grup deseni bir ölçeğin iki farklı dil versiyonunun iki dilde de yetkin kişilerden oluşan tek bir gruba uygulanması şeklindedir. İki farklı dil formunun eşdeğerliğinin değerlendirilmesindeki bu yaklaşımın altında yatan mantık tek bir cevaplayıcı grubunun kullanılarak “dil grubu” etkisini bertaraf etmek ve böylece ölçek eşdeğerliğine ulaşabilmektir (Sireci, 2005). Bu şekilde, maddeler veya testler arasında gözlenen farklılıklar, dilsel farklılıklara atfedilebilir. Dilsel eşdeğerliği istatistiksel olarak değerlendirmek için, İngilizce öğretmenliği bölümü son sınıfta öğrenim gören öğrencilere uygulama yapılmıştır. Her iki dile de hakim olduğunu düşünen ve çalışmaya katılmak isteyen 32 öğrenciye kaynak ve hedef dildeki formlar bir hafta ara ile uygulanmıştır.

Pilot uygulama. Pilot uygulama rutin ders saati esnasında yapılmıştır. Sınıfın doğal atmosferine müdahale etmemek için, ders öğretmenleri tarafından öğrencilere araştırmanın amacı hakkında bilgi verilmesi sağlanmış ve yanıtlarının gizli tutulacağı bildirilmiştir. Gönüllü olan katılımcılara ölçek dağıtılarak, doldurmaları istenmiştir. Uygulama 20 dakika kadar bir sürede tamamlanmıştır.

Verilerin Analizi

Verilerin analizinde SPSS22 ve LISREL9.2 programları kullanılmıştır. Dilsel eşdeğerlik istatistiksel olarak Pearson korelasyon katsayısı değerlendirilmiştir. AAOT yapı geçerliği için doğrulayıcı ve açımlayıcı faktör analizleri yapılmıştır. Uyarlanan ölçeğin güvenilirliği ise her bir alt boyut için *Cronbach alfa* iç tutarlılık katsayısı hesaplanarak incelenmiştir. Analizlere geçilmeden önce verilerin analizler için uygunluğu incelenmiştir. Veri girişi, kayıp veri, uç değer, normallik, çok değişkenli normallik, doğrusallık ve çoklu bağlantı yönünde yapılan değerlendirmeler sonucunda verilerin analiz için uygun olduğu belirlenmiştir. DFA için çoklu uyum indeksleri değerlendirilmiştir. DFA için kabul edilebilir uyum ölçütleri Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1

Yapısal Eşitlik Modellemesinde Kullanılan Uyum İndeksleri için Kabul Edilebilir Uyum Ölçütleri

Uyum indeksi	*Kabul edilebilir uyum ölçütleri
X^2/sd	$0 \leq X^2/sd \leq 5$
GFI	$.90 \leq GFI \leq 1.00$
CFI	$.90 \leq CFI \leq 1.00$
NFI	$.90 \leq NFI \leq 1.00$
NNFI	$.90 \leq NNFI \leq 1.00$

RMSEA	$.00 \leq RMSEA \leq .08$
RFI	$.90 \leq RFI \leq 1.00$
IFI	$.90 \leq IFI \leq 1.00$
SRMR	$0.00 \leq SRMR \leq .10$
AGFI	$.90 \leq AGFI \leq 1.00$

*(Baumgartner & Homburg, 1996; Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2011; Schermelleh-Engel & Moosbrugger, 2003; Schumacker & Lomax, 1996)

Ölçme değişmezliği ise çoklu grup doğrulayıcı faktör analiziyle (*multiple group confirmatory factor analysis*) test edilmiştir. Ölçme değişmezliğinin test edilmesinde iki aşama vardır. İlk aşamada kız ve erkekler için ayrı ayrı DFA yapılarak ölçme modeli test edilir. Eğer model uyumu sağlanırsa, ikinci aşamada kız ve erkekler için yapısal (*configural*) değişmezlik (Model A), metrik (*metric/zayıf*) değişmezlik (Model B), faktör kovaryansları (*scalar/güçlü*) değişmezliği (Model C) ve hata varyansları (*strict/katı*) değişmezliği (Model D) sınanır. Bu sınama ki-kare (*chi-square*) fark testi ile yapılır. Her bir model aşama aşama bir önceki model ile karşılaştırılır. İstatistiksel olarak manidar bir farkın olmaması (H_0 : *Cinsiyetler arası ölçme modeli aynıdır.*) sıfır hipotezinin red edilemediğini, dolayısıyla söz konusu değişmezliğin sağlandığını ifade eder. Ölçme değişmezliğinin değerlendirilmesinde ΔCFI değeri de incelenmiştir. Delta CFI değeri eğer $-.01$ üzerinde ise ölçme değişmezliğinin sağlandığı kabul edilir (Cheung & Rensvold, 2002).

Cinsiyet, yaş, okul öncesi eğitim alma durumu ve anne-baba eğitim düzeyi değişkenleri dikkate alınarak alt ölçekler arasında fark olup olmadığı MANOVA ile test edilmiştir. AAOT boyutları bağımlı değişken, cinsiyet, yaş, okul öncesi eğitim alma ve anne-baba eğitim düzeyi bağımsız değişken olarak alınmıştır. Bu aşamada, çoklu karşılaştırmalarda yürütülen hipotez testlerinin sayısına bağlı olarak I. Tip hata oranındaki şişmeyi kontrol etmek için manidarlık düzeyi $.022$ olarak belirlenmiştir. MONOVA'da bağımlı değişkenlere ilişkin çok değişkenli varyans-kovaryans matrislerinin homojenliği (*homogeneity of multivariate variance-covariance matrices*) varsayımı *Box's M* testi ile bağımlı değişkenlerdeki gruplar arası tek değişkenli varyansların homojenliği (*homogeneity of univariate between group variances*) varsayımı ise *Levene* testi ile sınanmıştır. *Box's M* ve *Levene* testi sonuçları değerlendirilerek çok değişkenli ve tek değişkenli varyansların homojenliği varsayımı sağlanmıştır.

Bulgular

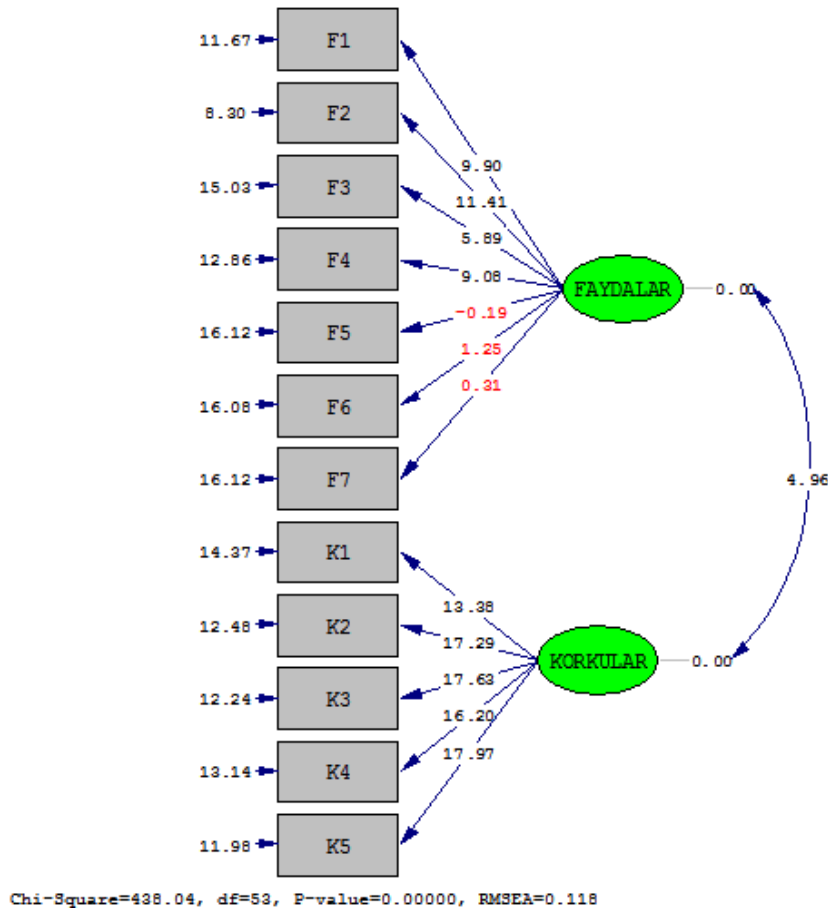
Dilsel Eşdeğerlik

Dilsel eşdeğerlik 32 katılımcı üzerinden değerlendirilmiştir. Birer hafta ara ile kaynak ve hedef dilde verilen maddelerden elde edilen puanlar arasındaki Pearson korelasyon katsayısı hesaplanmıştır. İki dil formundan elde edilen Pearson korelasyon katsayılarının $.76$ ile $.92$ arasında değiştiği gözlenmiştir. Bu bulgular, dilsel eşdeğerliğin sağlandığını göstermektedir.

Ölçeğin Geçerlik Çalışmaları

İki Faktörlü Yapının Türk Örnekleminde Doğrulayıcı Faktör Analizine İlişkin Bulgular. Özgün ölçek, açık alanda oyuna yönelik tutumların değerlendirildiği 12 maddeden oluşan iki boyutlu bir ölçek olarak geliştirilmiştir. Türk kültüründe bu yapının doğrulanıp doğrulanmadığı doğrulayıcı faktör analizi (DFA) ile sınanmıştır. Analiz sonucunda iki faktörlü yapı için ortaya çıkan uyum istatistikleri $X^2/sd=(438.04/53)=8.26$, GFI=.88, CFI=.81, NFI=.79, NNFI=.76, RMSEA=.118, RFI=.73, IFI=.81, SRMS=.10 ve AGFI=.82 olarak bulunmuştur. Bu ölçüler değerlendirildiğinde iki faktörlü yapı için DFA uyum indekslerinin kabul edilebilir sınırlar dahilinde olmadığı sonucuna varılmıştır.

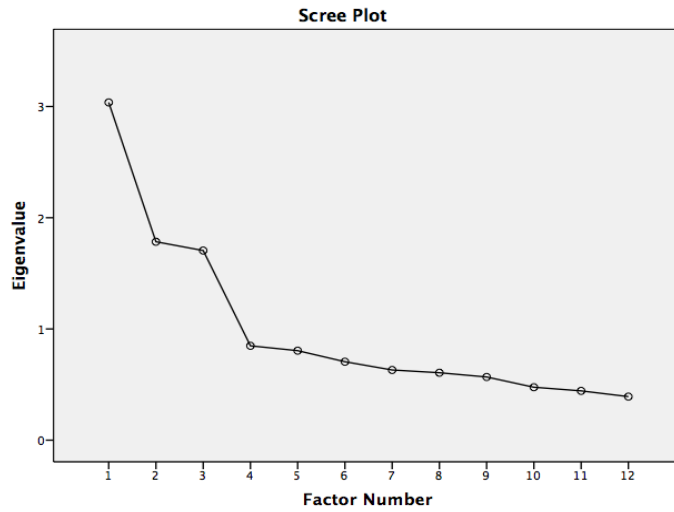
Bunun yanı sıra faktörler ve maddeler arasındaki *t* değerleri incelendiğinde AAOT-faydalar alt ölçeğinde üç maddede (5., 6. ve 7.) kırmızı ok tespit edilmiştir (Şekil 1). Dolayısıyla bu üç madde hariç diğer maddeler .05 düzeyinde istatistiksel olarak manidardır. Bu aşamada, herhangi bir modifikasyon işlemi ve ölçekten madde çıkarma yoluyla uyum sağlanmasından ziyade, açımlayıcı faktör analizi (AFA) ile ölçeğin Türk kültüründeki faktör yapısının incelenmesine karar verilmiştir.



Şekil 1

İki Faktörlü AAOT Maddelerine İlişkin Path Diyagramı

Açımlayıcı Faktör Analizine İlişkin Bulgular. AAOT ölçeğinin Türk örnekleminde yapı geçerliğini incelemek için verilerin faktör analizine uygunluğu araştırılmıştır. Bu süreç *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) ve *Barlett küresellik* testine dayalı olarak gerçekleştirilmiştir. KMO değeri .76 olarak bulunarak örneklem büyüklüğünün yeterli olduğu kabul edilmiştir. *Barlett küresellik* testi ile “Evrende değişkenlere ilişkin korelasyon matrisi birim matristir” sıfır hipotezi sınanır. Bu test sonucunda elde edilen ki-kare değerinin manidar çıkması değişkenlerin faktörleşebileceğini ifade eder. Yapılan analiz sonucu *Barlett küresellik* testi manidar bulunmuştur ($X^2=1302.196$; $p<.000$), dolayısıyla verilerin faktör analizi için uygun olduğu çıkarımı yapılmıştır.



Şekil 2

Yamaç Eğimi Grafiği

Literatürde temel bileşenler analizinin, ölçek geliştirme ve uyarlama amacıyla kullanılmasının uygun olmadığı belirtilmektedir (Floyd & Widaman, 1995). Bu nedenle, AAOT ölçeğinin faktör yapısını belirlemek için 521 katılımcının ölçek maddelerine verdikleri tepkiler “en büyük olabilirlik” (*maximum likelihood*) çıkarım (*extraction*) ve “eğik” (*oblimin*) döndürme kullanılarak incelenmiştir. AFA işlemi sonucunda ölçek maddelerinin özdeğeri *bir*’den büyük üç faktör altında toplandığı gözlenmiştir. Yamaç eğimi grafiği de üç faktörlü yapıyı görsel olarak desteklemektedir (bknz. Şekil 2).

Tablo 2

AAOT Ölçeği Üç Faktörlü Yapısı

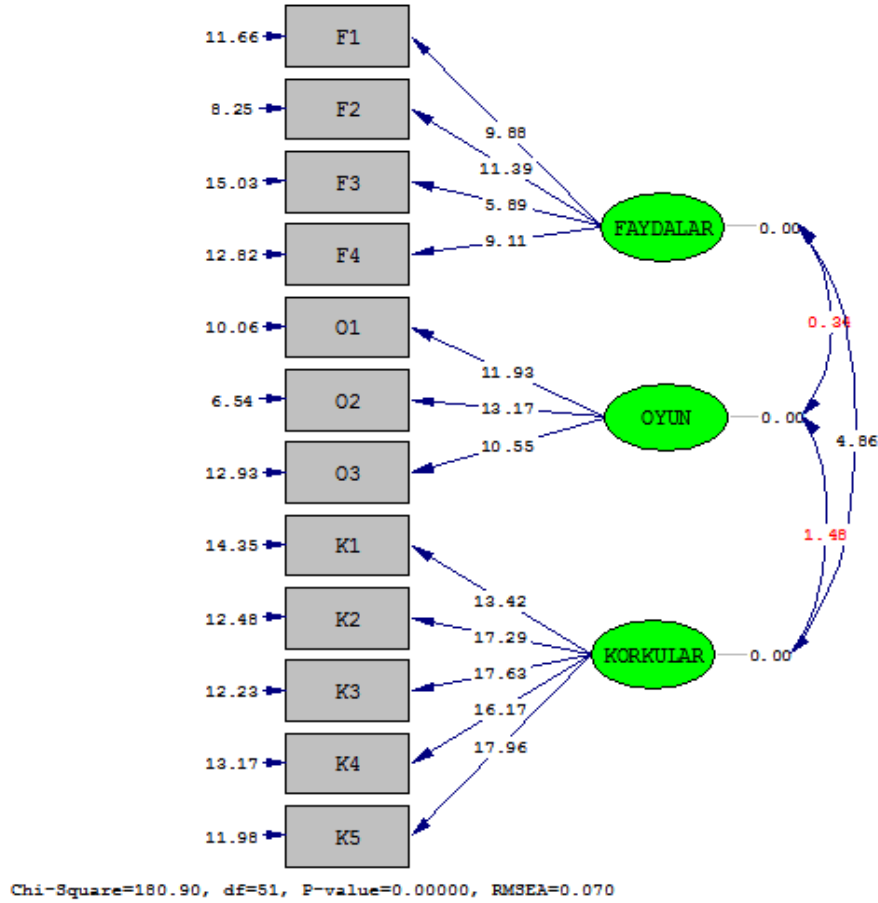
Alt ölçek	Maddeler	Faktör 1	Faktör 2	Faktör 3
Korkular	K1 Yaralanma	.754	.008	-.059
	K2 Kaybolma	.708	.020	-.022
	K3 Yabancılar	.689	.027	-.031
	K4 Hayvan ve böcekler	.594	-.064	.208
	K5 Yabancı madde kullanan kişiler	.588	.088	.011
Yapılandırılmamış oyun	O1 Özgürlük	-.079	.691	.025
	O2 Oyun kurma	.069	.671	.057
	O3 Yeni yerler keşfetme	.078	.506	-.048
Faydalar	F1 Açık, net düşünme	-.015	.043	.576
	F2 Daha sağlıklı hissetme	.168	-.051	.564
	F3 Sakinleşme	.142	-.084	.461
	F4 Yeni şeyler öğrenme	-.172	.075	.460
Özdeğerler:		3.04	1.78	1.71
Açıklanan varyans % (Toplam: 54.4):		25.31	14.87	14.28

Ölçekteki 12 maddenin faktör yük değerlerinin .30'un üstünde olduğu ve binişik madde olmadığı gözlenmiştir. Dolayısıyla ölçekten madde çıkarılmamıştır. Ortaya çıkan üç faktörlü yapı, toplam varyansın %54.46'sını açıklamaktadır. Birinci faktörün özdeğeri 3.04 ve açıkladığı varyans %25.31'dir. Birinci faktör altında açık alanda oynamaya yönelik korkuları kapsayan beş madde toplanmış ve bu faktör AAOT-korkular olarak isimlendirilmiştir. İkinci faktörün özdeğeri 1.78 ve açıkladığı varyans %14.87 olarak belirlenmiştir. İkinci faktör altında açık alanda yapılandırılmamış oyunun yararlarına yönelik üç maddenin toplanmış olduğu gözlenmiş ve bu faktör AAOT-yapılandırılmamış oyun olarak isimlendirilmiştir. Üçüncü faktörün özdeğeri 1.71 ve açıkladığı varyans %14.28 olarak belirlenmiştir. Üçüncü faktör altında açık alanda oyunun faydalarına yönelik dört maddenin toplanmış olduğu gözlenmiş ve bu faktör AAOT-faydalar olarak isimlendirilmiştir. AAOT ölçeğine ait ortaya çıkan faktör yükleri Tablo 2'de görülmektedir.

Üç Faktörlü Yapının Türk Örneğinde Doğrulatoryı Faktör Analizine İlişkin Bulgular. Ölçeğin yapısı AFA ile değerlendirildiğinde üç faktörlü bir yapı elde edilmiştir. Üç faktörlü yapıyı sınamak için yapılan doğrulatoryı faktör analizinde ortaya çıkan uyum indeksleri; $X^2/sd=(180.90/51)=3.55$, GFI=.95, CFI=.93, NFI=.91, NNFI=.91, RMSEA=.07, RFI=.88, RFI=.88, IFI=.93, SRMS=.066 ve AGFI=.92 olarak bulunmuştur. Üç faktörlü yapı için DFA uyum göstergeleri incelendiğinde, analiz sonucu elde edilen değerlerin kabul edilebilir ölçütlerin içerisinde yer aldığı görülmüştür. Faktörler ve maddeler arasındaki *t* değerleri incelendiğinde ise maddelerin .05 düzeyinde istatistiksel olarak manidar olduğu gözlenmiştir (bkz. Şekil 3).

Bu bulgular doğrultusunda, ölçeğin üç faktörlü yapısına ilişkin model veri uyumunun oldukça iyi düzeyde olduğu çıkarımı yapılmıştır. Buna ilave olarak, üç faktörlü model iki faktörlü modelle karşılaştırılmış ve üç faktörlü modelin uyumunun iki faktörlü modele göre manidar bir iyileşme

sağladığı gözlenmiştir ($\Delta\chi^2=257.14$, $\Delta sd =2$, $p < .0005$). Bu bulgu, üç faktörlü yapının Türkiye örneğinde daha uygun olduğunu diğer bir ifadeyle, modelde başka bir değişikliğin gerekmediği anlamını taşımaktadır.



Şekil 3

Üç Faktörlü AAOT Maddelerine ilişkin Path Diyagramı

Alt Ölçekler Arası Korelasyonlar

AAOT alt ölçekler arasındaki korelasyon katsayıları ayrı ayrı hesaplanmıştır. Faydalar ve korkular alt ölçek puanları arasında $r = .034$ ($p=.433$), faydalar ve yapılandırılmamış oyun puanları arasında $r = .473$ ($p=.000$) ve korkular ile yapılandırılmamış oyun puanları arasında ise $r=.076$ ($p=.082$) değerleri bulunmuştur.

Ölçeğin Güvenirliliği

AAOT ölçeğinin güvenilirliği *Cronbach alfa* iç tutarlık katsayısı ile incelenmiştir. *Cronbach alfa* korkular alt ölçeği için .81, yapılandırılmamış oyun için .67 ve faydalar alt ölçeği için .70 olarak bulunmuştur. Bu sonuçlar, her bir alt ölçekteki madde sayılarının azlığı da göz önünde bulundurulduğunda, ölçeğin güvenilirliğinin yeterli düzeyde olduğunu gösterir niteliktedir.

Cinsiyete göre Ölçme Değişmezliği

AAOT ölçeğinin faktör yapısının kız ve erkeklerde değişmez olup olmadığını belirlemek için çoklu grup DFA uygulanmıştır. Ölçme değişmezliğinin cinsiyete göre test edilmesinde ilk aşama kız ve erkekler için ayrı ayrı DFA yapılmasıdır. Bu aşamada sonuçlar AFA ile birlikte değerlendirilmiştir. Tablo 3’de cinsiyete göre faktör yükleri, açıklanan varyans oranları ve DFA uyum indeksleri sunulmuştur.

Tablo 3

Cinsiyete göre Ölçme Modeli ve Faktör Yükleri

Madde	Kız (n=100)			Erkek (n=100)		
	Korkular	Oyun	Faydalar	Korkular	Oyun	Faydalar
K5 Yaralanma	.85			.78		
K3 Kaybolma	.84			.78		
K2 Yabancılar	.77			.73		
K4 Hayvanlar ve böcekler	.69			.74		
K1 Yabancı madde kullananlar	.66			.71		
O1 Özgürlük		.84			.77	
O2 Oyun kurma		.82			.76	
O3 Yeni yerler keşfetme		.69			.71	
F2 Açık, net düşünme			.72			.64
F1 Daha sağlıklı hissetme			.67			.70
F4 Sakinleşme			.68			.66
F3 Yeni şeyler öğrenme			.59			.62
Açıklanan varyans (%)	26.30	16.68	14.53	26.19	16.1	13.54
Toplam varyans (%)			57.51			55.82
$\chi^2 (sd; p); \chi^2/sd$	79.51 (51; .006); 1.56			72.55 (51; .025); 1.42		
CFI; NNFI; RMSEA	.93; .90; .074			.92; .90; .062		

Not. Sadece .40’ın üzerindeki madde yükleri gösterilmiştir.

Kız ve erkek örneklem grupları için AFA sonuçları değerlendirildiğinde üç faktörlü yapının desteklendiği görülmektedir (bknz. Tablo 3). Üç faktör toplam varyansın kız örneklemde %57.51’ini, erkek örneklemde ise %55.82’sini açıklamaktadır. Kız ve erkek örneklemde maddeler, ilgili boyutlara .50 üzerinde yüklenmiştir. Cinsiyet gruplarında ayrı ayrı yapılan DFA sonuçları Tablo 3’de görülmektedir. Kız ve erkek örneklemdeki uyum indeksleri incelendiğinde ki-kare istatistiğini serbestlik derecesine oranlarının (χ^2/sd) 3’ün altında, CFI değerlerinin .90 üstünde ve RMSEA değerlerinin .08 altında seyrettiği görülmektedir. Bu

sonuçlara dayalı olarak her iki örneklem grubunda da uyum indekslerinin kabul edilebilir olduğu ifade edilebilir. Dolayısıyla, AAOT ölçeğinin üç faktörlü yapısı kız ve erkek örneklemelerinde doğrulanmıştır.

Ölçme değişmezliğinin test edilmesi sürecinde gelineen ikinci aşamada AAOT ölçeği için cinsiyet gruplarında elde edilen modellere ilişkin uyum indeksleri Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 4

Cinsiyete göre Ölçme Değişmezliği Analiz Sonuçları

Model	χ^2	<i>sd</i>	<i>p</i>	χ^2/sd	CFI	NNFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	Δsd	<i>p</i>	ΔCFI
Model A	152.25	102	.0011	1.49	.92	.90	.069	-	-	-	-
Model B	155.78	111	.0032	1.40	.93	.92	.064	3.53	9	.939	.01
Model C	160.04	117	.0051	1.36	.93	.92	.061	4.26	6	.641	0.0
Model D	172.52	129	.0063	1.33	.93	.93	.006	12.5	12	.407	0.0

Tablo 4’de verilen sonuçlar incelendiğinde tüm modellerin ki-kare ve *sd* oranlarının 3’ün altında olduğu, CFI ve NNFI değerlerinin .90 üstünde olduğu ve RMSEA değerlerinin .08 altında kaldığı görülmektedir. Ayrıca modeller karşılaştırıldığında ki-kare fark testlerine ait *p* değerlerinin .05 düzeyinde istatistiksel olarak manidar olmadığı, diğer bir ifadeyle “*Ölçme modeli gruplar arasında eşdeğerdir.*” sıfır hipotezinin red edilemediği sonucuna varılmıştır. Ayrıca ΔCFI değerlerinin -.01’den yüksek olduğu bulunmuştur. Bu sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde AAOT ölçeğinin üç faktörlü yapısının cinsiyete göre zayıf (*metric*), güçlü (*scalar*) ve katı (*stric*) değişmezliğinin sağlandığı ortaya çıkmıştır.

Gruplar-arası Farklılıklar

Cinsiyete göre alt ölçeklerdeki farklılaşmayı gözlemlemek için 2x3’lük MANOVA yapılmıştır. Varyansların homojenliği varsayımı sağlandığı için (*Box’s M*=4.73; *F*=.776; *p*=.589) test istatistiği olarak *Wilks’ Lambda* değerlendirilmiştir. MANOVA sonuçları, AAOT boyutlarının doğrusal kombinasyonlarının cinsiyete göre farklılık göstermediğini ortaya çıkarmıştır (*Wilk’s* λ =.998, *F*(3,196)=.142, *p*=.821; kısmi η^2 =.0025). Kız ve erkek öğrencilerin AAOT boyutlarından aldıkları puanların ortalama ve standart sapma değerleri Tablo 5’de görülmektedir.

Tablo 5

AAOT Alt Ölçek Puanlarının Cinsiyete göre Betimsel İstatistikleri

Boyutlar	Cinsiyet			
	Kız (n=100)		Erkek (n=100)	
	Ort.	<i>ss</i>	Ort.	<i>ss</i>
Faydalar	10.83	2.71	10.91	2.56
Yapılandırılmamış oyun	5.82	2.38	5.97	2.14
Korkular	14.32	3.56	14.55	3.18

Yaş değişkenine göre alt ölçekler arasında fark olup olmadığını incelemek için 4x3'lük MANOVA yapılmıştır. Varyansların homojenliği varsayımı altında (*Box's M*=20.96; *F*=1.12; *p*=.315), AAOT alt ölçeklerinde yaşa bağlı manidar bir fark ortaya çıkmamıştır (*Wilk's λ*=.949, *F*_(9,472.56)=1.14, *p*=.33; kısmi *n*²=.017). Yaş değişkenine göre öğrencilerin AAOT boyutlarından aldıkları puanların ortalama ve standart sapma değerleri Tablo 6'da görülmektedir.

Tablo 6

AAOT Alt Ölçek Puanlarının Yaşa göre Betimsel İstatistikleri

Boyutlar	Yaş							
	9 yaş (n=50)		10 yaş (n=70)		11 yaş (n=48)		12 yaş (n=32)	
	Ort.	ss	Ort.	ss	Ort.	ss	Ort.	ss
Faydalar	10.89	3.01	11.21	2.50	10.97	2.40	9.96	2.49
Yapılandırılmamış oyun	5.95	2.26	5.65	2.45	5.97	1.98	6.34	2.07
Korkular	14.74	3.29	14.44	3.37	14.64	3.63	13.81	3.03

Çocukların okul öncesi eğitim alma durumu ile AAOT boyutlarının doğrusal kombinasyonları arasındaki ilişki 3x3'lük MANOVA ile test edilmiştir. Varyansların homojenliği sağlanmıştır (*Box's M*=16.749; *F*=1.36; *p*=.175). AAOT alt ölçekleri üzerinde öğrencilerin okul öncesi eğitim alma durumlarına göre manidar bir fark göstermediği gözlenmiştir (*Wilk's λ*=.949, *F*_(6,388)=2.336, *p*=.032 > .022; kısmi *n*²=.035). Okul öncesi eğitim alma durumuna göre öğrencilerin AAOT boyutlarından aldıkları puanların ortalama ve standart sapma değerleri Tablo 7'de görülmektedir.

Tablo 7

AAOT Alt Ölçek Puanlarının Okul Öncesi Eğitim Durumuna göre Betimsel İstatistikleri

Boyutlar	Okul öncesi eğitim alma durumu					
	Hiç almadı (n=58)		1 yıl (n=89)		2 yıl + (n=53)	
	Ort.	ss	Ort.	ss	Ort.	ss
Faydalar	11.29	2.51	10.63	2.72	10.98	2.55
Yapılandırılmamış oyun	6.12	2.22	5.76	2.24	5.77	2.25
Korkular	13.39	3.94	14.53	3.05	15.26	2.91

Anne-baba eğitim düzeyi ile AAOT boyutlarının doğrusal kombinasyonları arasındaki ilişki 4x4x3'lük iki yönlü MANOVA ile test edilmiştir. Çok değişkenli varyansların homojenliği sağlanmış (*Box's M*=111.45; *F*=1.226; *p*=.087) ve AAOT alt ölçek puanlarının öğrencilerin anne (*Wilk's λ*=.933, *F*_(9,464.99)=1.134, *p*=.337; kısmi *n*²=.017) ve baba (*Wilk's λ*=.93, *F*_(9,464.99)=1.517, *p*=.139; kısmi *n*²=.024) eğitim düzeylerine göre manidar bir fark göstermediği gözlenmiştir. Anne-baba eğitim düzeyine göre öğrencilerin AAOT boyutlarından aldıkları puanların ortalama ve standart sapma değerleri Tablo 8'de görülmektedir.

Tablo 8

AAOT Alt Ölçek Puanlarının Anne-Baba Eğitim Düzeyine göre Betimsel İstatistikleri

Boyutlar	Anne Eğitim Düzeyi							
	İlkokul		Ortaokul		Lise		Üniversite	
	Ort.	ss	Ort.	ss	Ort.	ss	Ort.	ss
	(n=84)		(n=29)		(n=58)		(n=29)	
Faydalar	11.14	2.23	9.96	2.98	11.25	2.81	10.33	2.74
Yap. oyun	5.92	2.48	6.35	1.54	5.81	2.30	5.41	1.94
Korkular	14.28	3.64	13.89	2.97	14.82	2.68	14.48	3.89
	Baba Eğitim Düzeyi							
	Ort.		Ort.		Ort.		Ort.	
	(n=49)		(n=36)		(n=53)		(n=62)	
Faydalar	11.05	2.12	11.21	3.14	10.54	2.75	10.75	2.66
Yap. oyun	6.17	2.63	5.87	2.32	5.90	2.20	5.63	1.87
Korkular	14.80	3.56	13.18	3.36	14.05	3.28	15.29	3.07

Tartışma, Sonuç ve Öneriler

Bu araştırma, yeni bir ölçüm aracı olan, Beyer ve arkadaşları (2015) tarafından geliştirilen açık alanda oyuna yönelik tutum ölçeğini uyarlamak ve psikometrik özelliklerini incelemek amacıyla yürütülmüştür. Yerli literatürde çocukların açık alanda oyun oynamaya yönelik tutumlarını ölçen herhangi bir ölçeğe rastlanmadığı için, geçerli ve güvenilir nitelikte bir ölçek olarak AAOT ölçeğinin bu alandaki ihtiyacı karşılayabileceği düşünülmüştür. Bu araştırma sonunda elde edilen ölçekle, çocukların dış mekanda oyun oynamaya yönelik tutumlarını belirlemek mümkün olabilecektir.

Beyer ve ark. (2015) böyle bir ölçek geliştirmekteki asıl amaçlarını açık alanda oyun oynamaya yönelik tutumları oluşturan yapının bileşenlerini ölçebilmek olarak belirtmişlerdir. Yapının bileşenleri (1) doğada dış mekan oyununun yararına olan inanç, (2) dışarıda oynamaya ilişkin korkular ve (3) yapılandırılmamış oyuna yönelme olarak tanımlanmıştır ve her bir bileşenin göstergesi olduğu düşünülen ifadeler (sırasıyla dört, beş ve üç madde) geliştirilmiştir. Ancak, özgün çalışmada 9-13 yaş arası 362 katılımcıdan elde edilen verilerin faktör analizi sonucunda ölçek iki alt ölçeğe ayrılmıştır. Beyer ve arkadaşları (2015), ortaya çıkan alt ölçeklerden birini, açık alanda oyunun faydalarına ve açık alanda oyun korkusuna yönelik tutumlar olarak isimlendirmişlerdir. Ancak araştırmacılar, başlangıçta “yapılandırılmamış oyuna yönelme” boyutu için oluşturdukları maddelerin istatistiksel analizler sonucunda açık alanda oyun oynamanın yararına yönelik tutumlar alt boyutunda toplandığını belirtmişlerdir. Sonuç olarak, özgün AAOT ölçeği 12 madde ve iki alt ölçekten oluşmaktadır.

Türk kültüründe bu iki-faktörlü yapının geçerliği sınındığında ise, DFA uyum indekslerinin kabul edilebilir düzeyde olmadığı ortaya çıkmıştır. Bu aşamada madde çıkarma ve/veya herhangi bir modifikasyon işleminin işe koşulması kuramsal yapıyla uyumlandırılmamıştır. Bu nedenle açıklayıcı faktör analizi ile ölçeğin Türk kültüründeki faktör yapısının incelenmesi yoluna gidilmiştir. Açıklayıcı faktör analizi sonucunda 12 maddelik AAOT ölçeğinin Türk kültüründe toplam varyansın %54.46'sını açıklayan üç faktörlü bir yapı gösterdiği gözlenmiştir. Bu üç faktörlü modelin gerçek verilere uyumunu değerlendirmek için tekrar DFA gerçekleştirilmiştir. Bulgular incelendiğinde üç faktörlü yapının model uyum indekslerinin iyi düzeyde olduğu ortaya çıkmıştır. Özgün ölçeğin geliştirilme süreci dikkate alındığında Türk kültüründe başlangıçta ortaya konulan kuramsal yapıyı doğrulayan sonuçlar gözlenmiştir. Diğer bir ifadeyle, ölçeği geliştiren araştırmacıların kuramsal olarak ortaya koydukları üç faktörlü yapı Türk kültüründe geçerlik kazanmıştır.

AAOT alt ölçekler arasındaki korelasyonlar incelendiğinde korkular ile faydalar ve korkular ile yapılandırılmamış oyun arasında zayıf ama pozitif değerler elde edilmiştir. Özgün ölçekte ise araştırmacılar faydalar ve korkular alt ölçek puanları arasında genellikle manidar olmayan zayıf negatif değerler gözlemlemişlerdir. Ancak şimdiki araştırma sonuçlarıyla tutarlı olarak Beyer ve arkadaşları (2015) korkular alt ölçeğinde yer alan *kaybolma* (K5) ile yapılandırılmamış oyun alt ölçeğindeki *oyun kurma* (O2) ve faydalar alt ölçeğindeki *yeni şeyler öğrenme* (F3) maddeleri arasında, beklenenin aksine, pozitif korelasyon değerleri gözlendiğini belirtmişlerdir. Beyer ve arkadaşları (2015) beklediklerinin aksine, korkular alt ölçeği ile diğer alt ölçek maddeleri arasında kuvvetli negatif ilişkilerin olmayışını ilgi çekici olarak yorumlamışlardır. Bu bulguyu dikkat çekici kılan nokta açık alana ilişkin korkuların tamamen olumsuz duygular olarak anlaşılamayacağı hatta belki de bu korkuların varlığının çocukların açık alanda dikkatli olması, farkındalık yaratması ve kendilerini korumalarına yönlendirmesi yoluyla da fayda sağlayabileceğidir (Louv, 2008).

Araştırmanın ikinci aşaması farklı bir örneklem grubu üzerinde yürütülmüştür. Bu aşamada, AAOT ölçeğinin cinsiyete göre ölçme değişmezliği incelenmiştir. Çoklu grup doğrulayıcı faktör analizine dayalı olarak incelenen ölçme değişmezliği sonuçları yapısal, metrik, güçlü ve katı değişmezliğin cinsiyet gruplarında sağlandığını göstermiştir. Bu sonuçlar, hedef kültürde ölçeğin faktör biçiminin, faktörlerin altında yer alan maddelerin, faktör yüklerinin, ölçeğin başlangıç noktasının ve birimlerinin hem kız hem de erkeklerde eşdeğer olduğunu; diğer bir ifadeyle karşılaştırılabilir olduğunu ifade etmektedir. Böylece farklı örneklem üzerinde ölçeğin üç faktörlü yapısının tekrarlandığı ve AAOT ölçeğinin cinsiyet grupları için yapı geçerliğinin sağlandığı görülmüştür. Ayrıca, tutum puanlarının cinsiyet, yaş, anne-baba eğitim düzeyi ve okul öncesi eğitim alma durumuna göre farklılaşmadığı ortaya çıkmıştır.

Psikometrik analizler orginal çalışmayla paralel olarak maddelerin tek bir yapıyı ölçmediğini göstermiştir. Bu nedenle ölçekten toplam puan alınmamaktadır. İleriki çalışmalarda ortaya çıkan üç ölçekten elde edilen puanlar ayrı ayrı değerlendirilmelidir. AAOT–yapılandırılmamış oyun alt

ölçeği özgürlük, oyun kurma ve yeni yerler keşfetmeyle ilgili, AAOT–faydalar alt ölçeği doğada oyun oynamanın yeni şeyler öğrenme, sakinleşme, berrak düşünme ve sağlıklı hissetme yönündeki faydalarına dair kavramları kapsamaktadır. AAOT–korkular alt ölçeğinde ise açık alanda bulunmaktan dolayı ortaya çıkabilecek kaybolma, yaralanma, yabancıların bulunması, zararlı madde kullanan kişilerin ve hayvanların varlığından kaynaklanan korkulara yönelik eğilimleri içeren ifadeler yer almaktadır. Söz konusu üç alt ölçeğin iç tutarlılık değerleri kabul edilebilir düzeyde bulunmuştur. Bu sonuçlar, AAOT ölçeğinin Türkiye örnekleminde kullanılabilecek güvenilir bir ölçek olduğunu göstermektedir.

Özetle, AAOT ölçeğinin Türkiye örnekleminde kullanılabilecek geçerli ve güvenilir bir araç olduğu belirlenmiştir. Ancak unutmamak gerekir ki, özellikle dış göçlere bağlı olarak Türkiye'nin kendi içindeki çocuk popülasyonunun demografik yapısı da hızla değişmektedir. Bu nedenle kuramsal yapının geçerliğinin demografik değişkenler üzerinden sınanmasına dayalı araştırmaların sürekliliği gereklidir. Ek olarak, Türkiye örneklemini için ölçeğin farklı psikolojik değişkenlerle ilişkilerinin incelenmesi ölçeğin geçerliğine dair çıkarımları çeşitlendirebilir. Sonuç olarak, AAOT ölçeği pedagojik, ruhsal, zihinsel ve bedensel sağlık yönünde yapılması planlanan çalışmalarda, çocukların doğal ortamlarda dış mekan oyunlarına yönelik tutumlarını belirlemede, tutumlarının iyileştirilmesinde ve korkularının azaltılması üzerine yapılacak değerlendirmelerde geçerli ve güvenilir bir araç olarak kullanılabilir.

Kaynakça

- Asah, S. T., Bengston, D. N. & Westphal, L. M. (2012). The Influence of Childhood: Operational Pathways to Adulthood Participation in Nature-based Activities. *Environment and Behavior*, 44(4), 545–69.
- Baumgartner, H., & Homburg, C. (1996). Applications of structural equation modeling in marketing and consumer research: A review. *International Journal of Research in Marketing*, 13(2), 139-161. [https://doi.org/10.1016/0167-8116\(95\)00038-0](https://doi.org/10.1016/0167-8116(95)00038-0).
- Beyer, K., Bizub, J., Szabo, A., Heller, B., Kistner, A., Shawgo, E., & Zetts, C. (2015). Development and validation of the attitudes toward outdoor play scales for children. *Social Sciences and Medicine*, 133, 253-260. doi: 10.1016/j.soscimed.2014.10.03
- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In: Bollen, K.A., & Long, J.S. (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Beverly Hills, CA: Sage
- Burdette, H. L., Whitaker, R. C., & Daniels, S. R. (2004). Parental report of outdoor playtime as a measure of physical activity in preschool-aged children. *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 158(4), 353–357. doi:10.1001/archpedi.158.4.353

- Chawla, L. (1999) Life paths into effective environmental action, *The Journal of Environmental Education*, 31(1), 15–26.
- Chawla, L., Keena, K., Pevec, I., & Stanley, E. (2014). Green schoolyards as havens from stress and resources for resilience in childhood and adolescence. *Health&Place*, 28, 1–13. <https://doi.org/10.1016/J.HEALTHPLACE.2014.03.001>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5.
- Clements, R. (2004). An investigation of the status of outdoor play. *Contemporary Issues in Early Childhood*, 5(1), 68–80. <https://doi.org/10.2304/ciec.2004.5.1.10>.
- Douglas, I., (2005). Urban Greenspace and Mental Health, review paper prepared for UK MAB Urban Forum. <https://psykinfo.regionsyddanmark.dk/dwn109162>
- Ewert, A., Place, G. & Sibthorp, J. (2005). Early-Life Outdoor Experiences and an Individual's Environmental Attitudes. *Leisure Sciences* 27(3), 225-239
- Fjørtoft, I. (2001). The natural environment as a playground for children: the impact of outdoor play activities in pre-primary school children. *Early Childhood Education Journal*, 29(2), 111–117. <https://link.springer.com/content/pdf/10.1023%2FA%3A1012576913074.pdf>
- Fjørtoft, I. (2004). Landscape as playscape: the effects of natural environments on children's play and motor development. *Children, Youth and Environments*, 14(2), 21–44.
- Fjørtoft, I. & Sageie, J. (2000) The natural environment as a playground for children. *Landscape and Urban Planning*, 48, 83–97. [http://dx.doi.org/10.1016/S01692046\(00\)00045-1](http://dx.doi.org/10.1016/S01692046(00)00045-1)
- Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7(3), 286-299.
- Gifford, R., & Nilsson, A. (2014). Personal and social factors that influence pro - environmental concern and behaviour: A review. *International Journal of Psychology*, 49(3), 141-157. DOI: 10.1002/ijop.12034
- Gigliotti, L.M. (1992) Environmental attitudes: 20 years of change? *The Journal of Environmental Education*, 24(1), 15–26.
- Gigliotti, L.M. (1994) Environmental issues: Cornell students' willingness to take action, *The Journal of Environmental Education*, 25(1), 34–42.

- Ginsburg, K. R. (2007). The importance of play in promoting healthy childhood development and maintaining strong parent-child bonds. *Pediatrics*, *119*, 182–191. doi:10.1542/peds.2006-2697
- Grahn, P., & Stigsdotter, U.A. (2003). Landscape planning and stress. *Urban Forestry & Urban Greening*, *2*, 1–18.
- Gray, P. (2011). The decline of play and the rise of psychopathology in children and adolescents. *American Journal of Play*, *3*(4), 443–463. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ985541.pdf>
- Gundersen, V., Skår, M., O'Brien, L., Wold, L.C., & Follo, G. (2016). Children and nearby nature: a nationwide parental survey from Norway. *Urban Forestry & Urban Greening* *17*, 116–125.
- Hambleton, R. K. (2001). The next generation of the ITC test translation and adaptation guidelines. *European Journal of Psychological Assessment*, *17*(3), 164-172.
- Hartig T., Evans, G.W., Jamner, L.D., David, D.S., & Garling, T. (2003). Tracking restoration in natural and urban field settings. *Journal of Environmental Psychology*, *23*, 109-123.
- Hinds, J. & Sparks, P. (2008). Engaging with the natural environment: The role of affective connection and identity. *Journal of Environmental Psychology*, *28*, 109-120. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2007.11.001>
- Hofferth, S.L. (2009). Changes in American children's time-1997 to 2003. *Electronic international journal of time use research*, *6*(1), 26-47.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>.
- Jackson, R.J. & Kochtitzky, C. (2002). Creating a Healthy Environment: The Impact of the Built Environment on Public Health. Sprawl Watch Clearinghouse Monograph Series, Washington, DC.
- Kaplan, S. (1995). The restorative benefits of nature: toward an integrative framework. *Journal of Environmental Psychology*, *15*, 169–82.
- Karsten, L. (2005). It all used to be better? Different generations on continuity and change in urban children's daily use of space. *Children's Geographies*, *3*(3), 275–290. doi: 10.1080/14733280500352912

- Kline, R.B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Kollmuss, A. & Agyeman, J. (2002). Mind the Gap: Why do people act environmentally and what are the barriers to pro-environmental behavior? *Environmental Education Research*, 8(3), 239-260. <https://doi.org/10.1080/13504620220145401>
- Korpela, K. M., Hartig, T., Kaiser, F.G., & Fuhrer, U. (2001). Restorative experience and self-regulation in favorite places. *Environment and Behavior* 33(4), 572-589.
- Kuo, F., & A. Taylor. (2004). A potential natural treatment for attention deficit/ hyperactivity disorder: evidence from a national study. *American Journal of Public Health*, 94 (9), 1580–86.
- Lehrer, J. (2012). How To Be Creative. Wall Street Journal. Retrieved September 10, 2018 from https://scholar.google.com.tr/scholar?hl=tr&as_sdt=0%2C5&q=Lehrer%2C+2012+creative&btnG=
- Little, H. (2017). Promoting Risk-Taking and Physically Challenging Play in Australian Early Childhood Settings in a Changing Regulatory Environment. *Journal of Early Childhood Research*, 15(1), 83-98. doi:10.1177/1476718X15579743
- Little, H., & Wyver, S. (2008). Outdoor play: Does avoiding the risks reduce the benefits? *Australian Journal of Early Childhood*, 33(2), 33-40. <https://search.informit.com.au/documentSummary;dn=200808182;res=IELAPA>
- Lohr, V.I. & Pearson-Mims, C.H. (2005). Children’s Active and Passive Interactions with Plants Influence Their Attitudes and Actions toward Trees and Gardening as Adults. *Hort Technology* 15(3), 472–476.
- Louv, R., (2008). *Last Child in the Woods: Saving Our Children from Nature-deficit Disorder*. Algonquin Books.
- Maynard, T. & Waters, J. (2007). Learning in the outdoor environment: a missed opportunity? *Early Years*, 27(3), 255–265.
- Mitchell, R., & Popham, F., (2007). Greenspace, urbanity and health: relationships in England. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 61(8), 681 – 683.
- Mitchell R., & Popham F. (2008). Effect of exposure to natural environment on health inequalities: an observational population study. *The Lancet* 372(9650), 1655-1660. <http://enlighten.lib.gla.ac.uk/4767/1/4767.pdf>

- Munoz, S.A. (2009). Children in the Outdoors. Horizon, Scotland: Sustainable Development Research Centre. https://www.ltl.org.uk/childhood/documents/Childrenintheoutdoorsliteraturereview_tcm4-597028.pdf
- Nielsen, T., & Hansen, K., B., (2007). Do green areas affect health? Results from a Danish survey on the use of green areas and health indicators. *Health and Place*, 13(4), 839 – 850.
- Palmer, J. A. (1993). Development of concern for the environment and formative experiences of educators. *Journal of Environmental Education*, 24(3), 26–30. <http://dx.doi.org/10.1080/00958964.1993.9943500>
- Pena, D. E. (2007). Lost in translation: methodological considerations in cross-cultural research. *Child development*, 78 (4), 1255-1264. <https://www.jstor.org/stable/4620701> on 25.10.2018.
- Pergams, O.R.W., & Zaradic, P.A. (2006). Is love of nature in the US becoming love of electronic media? 16-year downtrend in national park visits explained by watching movies, playing video games, internet use, and oil prices. *Journal of Environmental Management*, 80, 387–393.
- Pooley, J.A., & O’Conner, M. (2000). Environmental education and attitudes. *Environment and Behavior*, 32, 711–723. <https://doi.org/10.1177/0013916500325007>
- Pretty, J., (2007) *The Earth Only Endures: on reconnecting with nature and our place in it* (London: Earthscan). ISBN 978-1-84407-432-7.
- Schermelleh-Engel, K., & Moosbrugger, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74. https://www.dgps.de/fachgruppen/methoden/mpr-online/issue20/art2/mpr130_13.pdf
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner’s guide to structural equation modeling*. New Jersey, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Sireci, S. G. (2005). Using bilinguals to evaluate the comparability of different language versions of a test. Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment. Hambleton, R.K., Merenda, P. F., Spielberger, C.D. (Eds.) *Adapting Educational and Psychological Tests for Cross-Cultural Assessment* içinde (s.117-138). Psychology Press.
- Skar, M., & Krogh, E. (2009). Changes in children’s nature-based experiences near home: From spontaneous play to adult-controlled planned and organised activities. *Children’s Geographies*, 7(3), 339–354. doi: 10.1080/14733280903024506

- Soga, M. & Gaston, K.J. (2016). Extinction of experience: the loss of human–nature interactions. *Frontiers Ecology Environment*, 14, 94–101. <https://doi.org/10.1002/fee.1225>
- Turner, W.R., Nakamura, T. & Dinetti, M. (2004) Global urbanization and the separation of humans from nature. *Bioscience*, 54, 585–590.
- Ward Thompson, C., Aspinall, P. & Montarzino, A. (2008). ‘The Childhood Factor: Adult Visits to Green Spaces and the Significance of Childhood Experience. *Environment and Behavior* 40, 111–43.
- Waters, J., & Maynard, T. (2014). Introduction: outdoor play in early years settings. In Maynard, T. & Waters, J. (Eds) *Exploring Outdoor Play in the Early Years* (pp. 1–13). Maidenhead: Open University Press.
- Wells, N.M. & Lekies, K.S. (2006). Nature and the Life Course: Pathways from Childhood Nature Experiences to Adult Environmentalism. *Children, Youth and Environments*, 16(1): 1-24. <https://www.jstor.org/stable/10.7721/chilyoutenvi.16.1.0001>

Extended Abstract

Purpose: The purpose of this study was to adapt and test psychometric properties of the Attitudes toward Outdoor Play Scale (ATOP). It also aimed to investigate the sex invariance and group differences of the scale.

Methodology: The initial form of the scale was given to 32 volunteering senior-year English Language Teaching in order to test the linguistic equivalence. Then the revised form was given to a sample of 521 elementary and middle school students with ages ranging between 9-13 (4th-7th graders). The last sample consisted of 200 students who examined the measurement invariance across sex and group differences according to age, parental education level and preschool education status. The ATOP was a 12 item self-report scale. The ATOP is a two-factor scale with ATOP-Benefits and ATOP-Fears.

Results: The translation of the scale was begun after a thorough examination of the items of the scale and of the construct at hand. Then translation and back-translation of the scale was done. Then an expert with advanced level of proficiency in both languages examined the translated and back-translated forms so as to assure the precision of translation of each item. The examination did not identify and problematic items. Then, both the translated Turkish form and the original English form of the scale were given to 32 volunteering senior-year English Language Teaching

with a one-week interval. The Pearson correlation coefficients between the two administrations ranged between .76 and .92. The original scale consists of two dimensions measuring individuals' attitudes toward outdoor play. Confirmatory factor analysis (CFA) conducted to test whether the same structure emerged for the Turkish form of the scale. The CFA results for the two-factor structure yielded the following fit statistics: $\chi^2/df=(438.04/53)=8.26$, GFI=.88, CFI=.81, NFI=.79, NNFI=.76, RMSEA=.118, RFI=.73, IFI=.81, SRMS=.10 ve AGFI=.82. These fit indices were not within acceptable range. Then instead of modifying or eliminating any items of the scale exploratory factor analysis (EFA) was conducted to examine the factor structure of the Turkish form of the scale. *Maximum likelihood, extraction and oblimin* rotation methods were used. The EFA resulted in three dimensions with eigenvalues larger than one. The results also showed that of the 12 items none had item values lower than .30. The resulting three factors accounted for 54.46% of the total variance. The first factor had an eigenvalue of 3.04 and accounted for 25.31% of the total variance. This factor consisted of five items having to do with the fear related to playing outdoors. Thus, it was named as *ATOP-Fears*. The second factor had an eigenvalue of 1.71 and accounted for 14.28% of the total variance. This factor was made of three items having to do with *ATOP-Unstructured Play* and thus was named as such. The third factor was made of four items having to do with benefits of outdoor play and was thus named as *ATOP-Benefits*. The fit indices resulting from the CFA were as follows: $\chi^2/df=(180.90/51)=3.55$, GFI=.95, CFI=.93, NFI=.91, NNFI=.91, RMSEA=.07, RFI=.88, RFI=.88, IFI=.93, SRMS=.066 and AGFI=.92. These indices were interpreted as being within the acceptable range. In addition, when the three-factor model was compared with the two-factor model, it was observed that the fit of the three-factor model was a significant improvement over the two-factor model ($\Delta\chi^2=257.14$, $df=2$, $p < .0005$). Therefore, no further changes to the model were required.

Intercorrelations between scores on each of the three factors of ATOP were calculated: For the factors of benefits and fears it was $r = .034$ ($p=.433$); $r = .473$ ($p=.000$) between the benefits and unstructured play; and $r = .076$ ($p=.082$) between factors of fears and unstructured play. Reliability of the ATOP was determined by the internal consistency coefficient. The *Cronbach alpha* coefficients were .81 for the Fear factor, .67 for Unstructured Play factor and .70 for the ATOP Benefits factor. These coefficients were considered as sufficient evidence for the reliability of the scale.

Multi-group CFA was performed to determine whether the factor structure of ATOP was invariant across sex. First, two CFAs were performed for girls and boys separately. The results yielded acceptable fit indices for both samples. Then configural invariance, metric invariance, scale invariance and strict invariance were tested with chi-square difference test. Taken together, multi-group CFA findings indicated that the three-factor structure of ATOP fit the data similar for boys and girls.

Discussion and Conclusion: In developing the original ATOP scale, Beyer et al (2015) intended to come up with a scale measuring dimensions of individuals' attitudes toward outdoors play.

Their results revealed the following components: (1) beliefs in benefits of play in the nature (outdoors); (2) fears related to outdoors play; and (3) orientation toward unstructured play. These three factors were represented by four, five and three items respectively. However, the authors examined data from 362 participants with ages ranging between 9-13 and came up with a scale consisting of two factors. One of those factors was named as “fear related to outdoor play” while the other was named as “benefits of outdoor play” by Beyer et al. The authors observed that items related to orientation toward unstructured play were gathered under the factor of “benefits of outdoor play”. Thus, the original ATOP scale was made of 12 items and two factors.

The CFA fit indices of the Turkish Form of the ATOP did not confirm the original two-factor structure. Further analysis of the data resulted in a three-factor structure. Interestingly, this new structure was congruent with the structure initially envisioned by Beyer et al (2015). In other words, viewing attitudes toward outdoors play from a theoretical standpoint, during their scale development process, Meyer et al (2015) expected to come up with a scale made of three factors. The same factor structure was observed with the Turkish Form of the ATOP. Furthermore, the internal consistency coefficients for the three factors were satisfactory.

The second phase of the study was carried out on a different sample group. The measurement invariance of sex was measured by ATOP. The results showed that the three-factor structure of the scale was repeated for boys and girls samples. In addition, it was found out that attitude scores did not differ according to sex, age, parental education level and pre-school education.

In sum, the Turkish Form of the ATOP was concluded to be a scale with satisfactory reliability and validity. On the hand, it should be kept in mind that there are a host of factors such as rapid migration that change demographics of the population of children and many other variables related to their lives including their school experiences. As such, further work with diverse groups is needed to confirm the psychometric properties of the scale. Likewise, the scale needs to be used in examining its structures relationship with various other psychological variables. The Turkish Form of ATOP could be utilized in studies examining the relationship between outdoor play and a variety of variables related to education and wellbeing.