



Boş Zaman Can Sıkıntısı Ölçeği'nin Türkçe'ye Uyarlanması*

Yağmur SOYLU** Diğdem Müge SİYEZ***

Öz

Bu çalışmanın amacı Iso-Ahola ve Weissinger (1990) tarafından geliştirilen Boş Zaman Can Sıkıntısı Ölçeği'nin (Leisure Boredom Scale) Türkçe'ye uyarlanarak lise öğrencileri için geçerlik ve güvenirlik çalışmalarının yapılmasıdır. Araştırmanın çalışma grubunu İzmir il merkezinde lisede 9.-12. sınıflarda öğrenim gören 469 öğrenci oluşturmaktadır. Ölçeğin yapı geçerliği için yapılan açıklayıcı faktör analizleri sonucunda "Yetkinlik" ve "Motivasyon" olmak üzere iki boyutlu ve 12 maddeden oluşan bir yapıya ulaşılmıştır. Doğrulayıcı faktör analizi ile de bu yapı doğrulanmıştır. Ayırt edici ölçek geçerliği kapsamında Boş Zaman Can Sıkıntısı Ölçeği'nin iki alt boyutu ile Serbest Zaman Doyum Ölçeği'nin altı alt boyutu arasında negatif yönde istatistiksel olarak anlamlı ilişkiler bulunmuştur. Ayrıca hem alt ölçeklere hem de ölçeğin geneline ilişkin Cronbach alfa güvenirlik katsayıları ölçeğin güvenilir bir şekilde kullanılabileceğini göstermektedir.

Anahtar kelimeler: Boş zaman, boş zaman can sıkıntısı, geçerlik, güvenirlik.

* Bu çalışma İstanbul 2013 Dünya Psikolojik Danışma ve Rehberlik Kongresi'nde (Eylül 2013) sözel bildiri olarak sunulmuştur.

** Arş. Gör., Dokuz Eylül Üniversitesi Buca Eğitim Fakültesi, yagmur.soylu@deu.edu.tr

*** Doç. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi Buca Eğitim Fakültesi, didem.siyez@deu.edu.tr

Turkish Adaptation of Leisure Boredom Scale

Abstract

The aim of this study is to adapt the Leisure Boredom Scale(LBS), that was developed by Iso-Ahola ve Weissinger (1990), into Turkish language and to assess the reliability and validity among high school students. The participants consisted of 469 students from 9th to 12th grades of high schools in İzmir city center. Structure of the LBS was examined employing a confirmatory factor analysis and exploratory factor analysis. EFA results showed that a construct with 12 items and two factors, namely "Competence" and "Motivation" was achieved. Also CFA results supported this structure. As a part of discriminant validity study, between the two subdimensions of Leisure Boredom Scale and the six subdimensions of Leisure Satisfaction Scale were found significantly negative correlations. Moreover, Cronbach alpha correlations of scale and subscales proved that the LBS is a reliable instrument.

Key words: Leisure time, leisure boredom, validity, reliability.

Giriş

Boş zaman etkinlikleri belirli bir programı ve bazı sosyal kuralları olan kurumlar, gruplar ya da bireyler tarafından yapılandırılan etkinlikler bütünüdür (Bjarnadottir, 2004). Boş zaman etkinlikleri genel olarak yapılandırılmış ve yapılandırılmamış etkinlikler olmak üzere iki kategoride incelenmektedir. Yapılandırılmış boş zaman etkinlikleri yetişkinlerin organize ettiği ve yetişkinlerin gözetiminde gerçekleşen kuralları olan etkinliklerdir. Okul takımları veya okullardaki kulüp çalışmaları bu etkinliklere örnek olarak verilebilir. Bu gibi etkinlikler genel olarak pozitif gelişimsel sonuçlarla ilişkilendirilmektedir. Yapılandırılmamış boş zaman etkinlikleri ise genellikle arkadaşların eşlik ettiği ama organize olmamış ve gözetim içermeyen etkinliklerdir (Bradley, 2010). Yapılandırılmamış boş zaman etkinliklerine aşırı zaman ayırma genellikle şiddet, toplumsal rahatsızlık, mala zarar verme ve madde kullanımı ile ilişkilendirilmekte birlikte (Agnew ve Petersen, 1989) bunun tam tersini gösteren araştırmalar da bulunmaktadır. Örneğin, Bradley (2010) yapılandırılmamış bir etkinlik olan kay kay yapmanın ergenlerin gelişiminde olumlu bir katkısı olduğunu bulmuştur.

Boş zaman ergenler için ev, okul ve işin ötesinde “dördüncü bir çevre” olarak tanımlanmaktadır. Bunun nedeni ise ergenlerin, uyanık olduğu zamanın yaklaşık %50’sini boş zaman etkinliklerine ayırmasıdır (Bjarnadottir, 2004). Bu oran okula ayrılan zamandan daha fazladır. Ergenin günlük yaşamının bir parçası olan boş zaman etkinlikleri ergenin kendi becerilerini göstermelerine, yeni öğrenme yaşantılarıyla yeni ilgi alanları geliştirmelerine yardım etmektedir. Ayrıca boş zaman etkinlikleri ergenin kimliğini şekillendirmesi ve ilgilerini keşfetmesi için temel bir bağlam olarak tanımlanmaktadır (Erikson, 1968; Kleiber, 1990; Watermani 1990: akt: Coatsworth, Hiley Sharp, Palen, Darling, Cumsille ve Marta, 2005).

Boş zaman etkinlikleri ergenleri pek çok açıdan etkileyebilir. Örneğin Shaw, Kleiber ve Caldwell (1995) boş zamanın etkinliklerinin ergenin kimlik gelişimi ve benlik saygısı üzerinde etkisi olduğunu belirtirken; McGee, Williams, Howden-Chapman, Martin ve Kawachi (2006) boş zaman etkinlikleri ile aile bağlılığı, okul bağlılığı, akran ilişkileri ve sosyal destek arasında ilişki olduğundan bahsetmektedir. Yin, Katims ve Zapata (1999) tarafından Meksika kökenli Amerikalı ergenlerle yapılan araştırmada da anti-sosyal davranışlarda bulunma ile boş zaman etkinliklerine ve spor etkinliklerine katılım arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Benzer şekilde Palen ve Coatsworth (2007) boş zaman etkinliklerinin anti-sosyal davranışların anlamlı bir yordayıcısı olduğunu bulmuşlardır. Hiley Sharp ve diğerleri (2011) tarafından yapılan

araştırmada ise boş zaman yaşantıları ile madde kullanımı arasında bir ilişki bulunmuştur.

Genel olarak bakıldığında, boş zaman etkinliklerine katılım yaşam kalitesi ve yaşam doyumunu etkilemektedir (Jennen ve Uhlebeck, 2004). Ancak katılan etkinliğin yoğunluğu ve bu etkinliğe yüklenen anlam düşükse veya beklenen seviyenin altında ise can sıkıntısı ortaya çıkmaktadır (Iso-Ahola ve Weissinger, 1990). Can sıkıntısı rahatsızlık verici bir duygu durumudur ve bir etkinliğe ilişkin uyarıcı ya da değer eksikliği ile karakterizedir (Harris, 2000). Ayrıca can sıkıntısı önemli sosyal, psikolojik ve fiziksel sağlık sorunlarıyla ilişkilidir (Fahlman, Mercer-Lynn, Flora ve Eastwood, 2013). İnsanların neden sıkıldığına ilişkin olarak farklı kuramlar farklı açıklamalarda bulunmaktadır. Psikodinamik kuramlara göre can sıkıntısı, istenilen şeylerin tehdit edici olması nedeniyle bastırılmasının sonucunda ne istendiğinin bilinçli olarak belirlenmemesinden kaynaklanmaktadır (Fenichel, 1953; Greenon, 1953; akt: Fahlman ve diğ., 2013). Varoluşçu kuramlar, can sıkıntısının yaşamdaki anlam eksikliğinden kaynaklandığını belirtirler. Ayrıca varoluşçu kuramcılar, bireylerin kendi değerleri ile tutarlı etkinliklere katılmada başarısız olduğunda ya da bu etkinliklere katılmaktan vazgeçtiğinde can sıkıntısının ortaya çıktığını belirtirler (Bargdill, 2000; Fahlman ve diğ., 2009; akt: Fahlman ve diğ., 2013). Dikkat kuramı, ilgilenilen etkinliğe odaklanma yetersizliği ile sonuçlanan dikkat süreçlerindeki başarısızlığın can sıkıntısının nedeni olduğunu ileri sürmektedir (Fisher, 1993; Hamilton, 1981). Son olarak uyarılma kuramı can sıkıntısının, bireyin uyarılma gereksinimi ve çevresel uyarıcılara ulaşılabilirlik arasındaki yanlış eşleşmeye bağlı olarak ortaya çıkan optimal düzeyde uyarılma olmamasından kaynaklandığını ileri sürmektedir (Klapp, 1986; Zuckerman, 1979; akt: Fahlman ve diğ., 2013).

Olumsuz bir yaşantı olarak can sıkıntısının boş zamanla ilişkili olduğu düşünülmektedir (Caldwell ve Smith, 2006). Bireyler optimal düzeyde etkinliklere katılma fırsatından yoksun kaldığında veya optimal olmayan etkinliklerden kaçınmadıklarında boş zaman can sıkıntısı ortaya çıkabilmektedir. Yapılan bazı araştırmalarda bu yorumu destekler niteliktedir. Örneğin 6-12 yaş grubu okula devam eden çocuklarla yapılan bir araştırmada günde 3 saatten fazla televizyon izleyen çocukların %46'sının can sıkıntısı nedeniyle televizyon izlediği belirlenmiştir (Arslan, Ünal, Güler ve Kardeş, 2006). Benzer şekilde Yaman ve Peker (2012) tarafından lise öğrencileriyle yapılan bir araştırmada da öğrencilerin siber zorbalık davranışında bulunma nedenleri arasında can sıkıntısının yer aldığı belirlenmiştir. Vatan, Ocakoğlu ve İrgil (2009) tarafından üniversite öğrencileriyle yapılan bir araştırmada da üniversite öğrencilerinin sigaraya başlamada ilk nedenleri arasında can sıkıntısı/stresin yer aldığı belirlenmiştir. Boş zaman can sıkıntısı kuramına göre

(Iso-Ahola ve Crowley, 1991; Iso-Ahola ve Weissinger, 1987; Orcutt, 1984) uyarı, heyecan ve meydan okuma arayışı gereksiniminin sosyal olarak uygun ya da onaylanan yollarla karşılanmaması ergenlerin alkol madde kullanımı, çetelere karışma ve kavgalara karışma gibi suça yönelik davranışlarla ilgilenmesine neden olmaktadır. Bu nedenlerden dolayı boş zaman can sıkıntısının değerlendirilmesi ve hangi faktörlerle ilişkili olduğunun belirlenmesinin önleyici psikolojik danışma çalışmaları açısından son derece önemli olduğu düşünülmektedir.

Alan yazın incelendiğinde ülkemizde ergenlerin boş zaman can sıkıntısını değerlendiren bir ölçme aracına ulaşamamıştır. Bu araştırmanın amacı Iso-Ahola ve Weissinger (1990) tarafından geliştirilen Boş Zaman Can Sıkıntısı Ölçeği'nin (Leisure Boredom Scale) Türkçe'ye uyarlanarak geçerlik ve güvenilirliğinin incelenmesidir.

Yöntem

Çalışma grubu

Çalışma grubu, basit tesadüfi örnekleme yöntemiyle belirlenen İzmir il merkezindeki liselerde 9-12. sınıflarda öğrenim gören 469 öğrenciden oluşmaktadır. Çalışma grubunu oluşturan lise öğrencilerinin yaş aralığı 16-19 (\bar{X} =16.35, ss=1.19) arasında değişmekte olup katılımcıların cinsiyet, sınıf düzeyi ve yaşlarına göre sayısal dağılımı Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Çalışma Grubunun Cinsiyet, Sınıf Düzeyi ve Yaşlarına Göre Dağılımı

| | f | % |
|---------------|------------|------------|
| Cinsiyet | | |
| Kız | 282 | 60.1 |
| Erkek | 187 | 39.9 |
| Sınıf Düzeyi | | |
| 9. sınıf | 137 | 29.2 |
| 10. sınıf | 132 | 28.1 |
| 11. sınıf | 55 | 11.7 |
| 12. sınıf | 145 | 30.9 |
| Yaş | | |
| 14 | 11 | 2.3 |
| 15 | 129 | 27.5 |
| 16 | 128 | 27.3 |
| 17 | 91 | 19.4 |
| 18 ve üzeri | 110 | 23.5 |
| Toplam | 469 | 100 |

Veri Toplama Araçları

Boş Zaman Can Sıkıntısı Ölçeği (BZCSÖ). Iso-Ahola ve Weissinger (1990) tarafından geliştirilen ölçek boş zaman sıkıntısına yönelik öznel algıları belirlemektedir. 16 maddeden oluşan ölçek beşli Likert tipi (1= Kesinlikle Katılmıyorum, 5=Kesinlikle Katılıyorum) bir ölçekle derecelendirilmektedir. Puan aralığı 16-80 arasında değişmektedir. Ölçekten alınan puanların artması boş zaman can sıkıntısının arttığı anlamına gelmektedir. Ölçeğin orijinal formunda yapı geçerliği kapsamında açıklayıcı veya doğrulayıcı faktör analizi yapılmamış sadece kuramsal olarak boş zaman can sıkıntısı ile ilişkili olduğunu düşünülen yapılar arasındaki ilişki incelenmiştir. Buna göre BZCSÖ ile içsel motivasyon, benlik saygısı, boş zaman motivasyonu, boş zaman doyum ölçeği arasında negatif yönde anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Ölçeğin güvenilirliği üç çalışmada sırasıyla 0.85, 0.88 ve 0.86 olarak bulunmuştur (Iso-Ahola ve Weissinger, 1990).

BZCSÖ'nün Dil Geçerliği. Uluslararası Test Komisyonu'nun (International Test Commission) (2010) ölçek uyarlama hakkındaki kurallarına göre, test geliştiriciler ölçeğin uyarlanan versiyonu veya tasarlanan araç için popülasyonlar arasındaki dilsel ve kültürel farklılıkların tam olarak dikkate alınmasını sağlamalıdır. Buna göre şu işlemler kullanılarak BZDAÖ Türkçe'ye

çevrilmiştir: Ölçeğin Türkçe'ye uyarlanması çalışması kapsamında öncelikle ölçeği geliştiren araştırmacılardan biri olan Iso-Ahola Weissinger'den ölçeğin Türkçe'ye uyarlanması için gerekli olan yazılı izin alınmıştır. İlk aşamada ana dili Türkçe olan ve iyi derecede İngilizce bilen Psikolojik Danışma ve Rehberlik alanında çalışan iki akademisyen her bir maddeyi Türkçe'ye çevirmiştir. Daha sonra ortak bir Türkçe versiyonu elde etmek için iki ayrı çeviri karşılaştırılmıştır. Türk Dili ve Edebiyatı alanında çalışan bir uzman tarafından Türkçe formdaki maddelerin anlam bütünlüğü incelenmiş ve uzmanın önerisi doğrultusunda gerekli düzeltmeler yapılmıştır. Ardından Türkçe form her iki dili de iyi derecede bilen Yabancı Diller Yüksekokulu'nda çalışan iki uzman tarafından tekrar İngilizce'ye çevrilmiştir. Son aşama da ise orijinal ölçek ile Türkçe'den İngilizce'ye çevrilen ölçek anlamsal denklik elde edebilmek için karşılaştırılarak dil tutarlılığının sağlandığı anlaşılmıştır (Mallinckrodt ve Wang, 2004).

Serbest Zaman Doyum Ölçeği (SZDÖ). Beard ve Ragheb (1980) tarafından geliştirilen SZDÖ'nün kısa formu ise Trottier, Brown, Hobson ve Miller (2002) tarafından düzenlenmiştir. 24 maddeden oluşan ölçek 5'li Likert tipi (1=Neredeyse Hiç Doğru Değil, 5=Neredeyse Her Zaman Doğru) bir ölçekle derecelendirilmektedir. Ölçekten alınan puanların artması serbest zaman doyumunun arttığı anlamına gelmektedir. Psikolojik, Eğitimsel, Sosyal, Fizyolojik, Estetik ve Rahatlama olmak üzere altı alt boyuttan oluşan ölçeğin kısa formunun güvenilirlik katsayısı .87 olarak bulunmuştur (Trottier ve diğ., 2002).

Ölçeğin Türkçe'ye uyarlaması Gökçe ve Orhan (2011) tarafından yapılmıştır. Yapılan analizi sonucunda ölçeğin orijinalinde olduğu gibi Psikolojik, Eğitimsel, Sosyal, Fiziksel, Rahatlama ve Estetik olmak üzere altı alt boyuttan oluştuğu ve bu alt boyutların Cronbach alfa katsayısının 0.59-0.75 arasında değiştiği belirlenmiştir.

Verilerin Toplanması

Verilerin toplanmasında önce tüm katılımcılar araştırmaya katılmanın gönüllülüğe dayandığı ve istedikleri zaman ölçekleri yanıtlamadan vazgeçebilecekleri konusunda bilgilendirilmiştir. Araştırma verileri araştırmaya dâhil edilen okullardaki psikolojik danışmanlar tarafından sınıf ortamında toplanmıştır. Ölçeklerin tamamlanması yaklaşık 25-30 dakika sürmüştür.

Verilerin Analizi

BZCSÖ'nün faktör yapısı açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör analizi kullanılarak incelenmiştir. Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA), kovaryans matrisi ve en çok olabilirlik tahmini kullanılarak Lisrel 8.30 paket programı ile yapılmıştır (Jöreskog ve Sörbom, 1999). χ^2 test istatistiği örneklem büyüklüğünden etkilendiğinden dolayı (Tabachnick ve Fidell, 2001) modelin yeterliğini test etmek için altı uyum indeksi ile ilgili aşağıdaki kriterler kullanılmıştır: (1) SRMR'nin .10'dan düşük olması, (2) GFI'nin .90 ve üzerinde olması, (3) AGFI'nin .90 ve üzerinde olması, (4) CFI'nin .95 ve üzerinde olması, (5) RMSEA'nın .08 ve altında ve (6) χ^2/df 'nin 2 veya 3'ün altında olması (Hu ve Bentler, 1999). DFA yapılmadan önce çoklu doğrusallık ve normallik varsayımları SPSS ile değerlendirilmiştir. Faktör geçerliğini sağladıktan sonra ayırt edici ölçek geçerliğini incelemek için Pearson korelasyon analizi yapılmıştır.

BZCSÖ'nün güvenilirliğini incelemek için ölçeğin tamamı ve alt boyutları için iç tutarlık katsayısı hesaplanmıştır. Yapılan istatistiksel işlemlerde anlamlılık değeri olarak $p < .05$ kabul edilmiştir.

Bulgular

Geçerliğe İlişkin Bulgular

Ölçeğin orijinali tek boyutlu olduğu için ilk olarak DFA ile tek boyutlu yapı test edilmiş ve uyum indekslerinin modeli iyi bir şekilde açıklamadığı gözlemlenmiştir ($\chi^2/df=5.09$, $\chi^2=529.74$, $df=104$, $RMSEA=.10$, $AGFI=.81$, $GFI=.85$, $CFI=.82$, $SRMR=.07$).

Ardından ölçeğin faktör yapısını belirlemek için Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) yapılmıştır. AFA'da boş zaman can sıkıntısı ile ilgili alanyazın (Kim, 2008) dikkate alınarak faktör sayısı iki ile sınırlandırılmıştır. Faktör analizi yapılmadan önce verilerin uygunluğunu gösteren KMO değeri .90, Bartlett testi ise anlamlı bulunmuştur ($\chi^2=2425.035$, $df=120$, $p < .05$). Bu bulgular eldeki verilerin faktör analizi için uygun olduğunu göstermektedir. AFA sonucunda faktör yükü .40'ın altında olan bir madde ve iki faktördeki yük farkı .10'dan az olan üç madde çıkarılarak faktör analizi yinelenmiştir (Akbulut, 2010; Büyüköztürk, 2012). Bu faktör analizi sonucunda toplam varyansın %49,44'ünü açıklayan bir yapı elde edilmiştir. Tablo 2'de AFA'ya ait faktör yükleri verilmiştir.

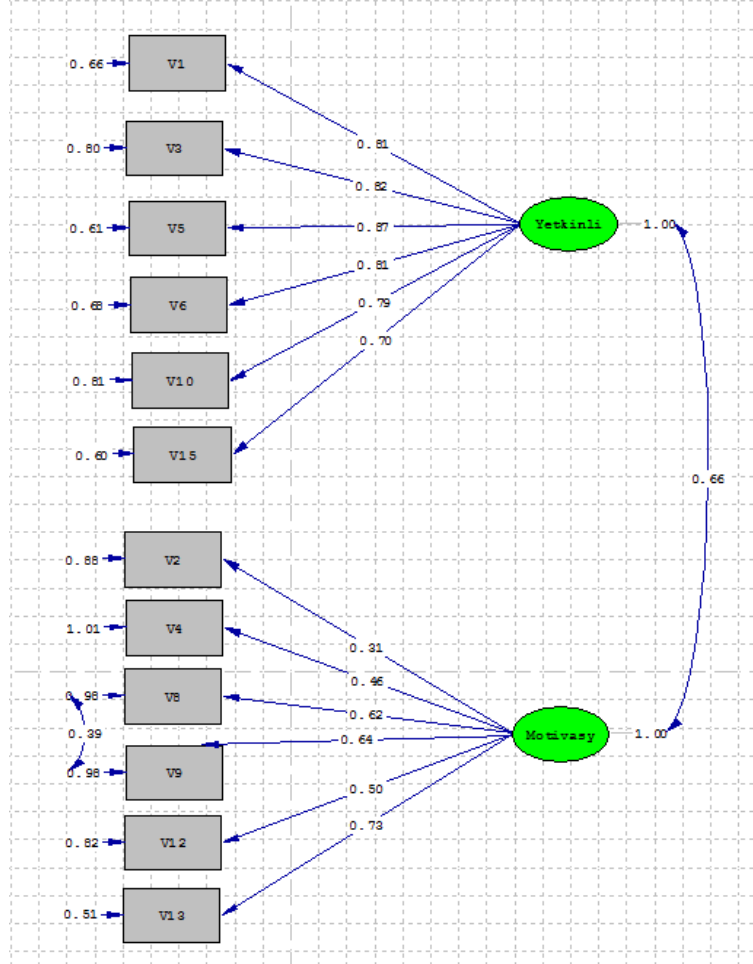
Tablo 2. AFA Sonucu

| | Faktör 1 | Faktör 2 |
|----------------|----------|----------|
| M5 | .781 | .127 |
| M1 | .779 | .081 |
| M3 | .737 | .112 |
| M10 | .731 | .073 |
| M6 | .713 | .210 |
| M15 | .649 | .301 |
| M12 | .011 | .711 |
| M9 | .316 | .594 |
| M2 | .036 | .580 |
| M13 | .400 | .575 |
| M8 | .349 | .559 |
| M4 | .110 | .550 |
| Özdeğer | 4.42 | 1.51 |
| Toplam varyans | % 49.44 | |

Tablo 2’de görüldüğü gibi birinci faktörde yer alan maddelerin faktör yükleri .65-.78 arasında değişmektedir. Bu faktördeki maddeler incelendiğinde bu faktörün “yetkinlik” olarak adlandırılmasına karar verilmiştir. İkinci faktörün faktör yükleri .55-.71 arasında değişmektedir. Bu faktörde yer alan maddeler incelendiğinde “motivasyon” olarak adlandırılmasına karar verilmiştir.

Elde edilen bu yapı DFA ile test edilmiştir. DFA sonucunda da AFA’da ortaya konulan iki faktörlü yapının kabul edilebilir değerler aldığı görülmüştür ($X^2/df=3.17$, $X^2=165.05$, $df=52$, $RMSEA=.06$, $AGFI=.92$, $GFI=.94$, $CFI=.94$, $SRMR=.05$). DFA ile elde edilen model Şekil 1’de verilmiştir.

Şekil 1. DFA Sonuçları



Ayırt edici ölçek geçerliği kapsamında BZCSÖ ve SZDÖ arasındaki ilişki Pearson korelasyon analizi kullanılarak incelenmiştir. BZCSÖ'nün alt boyutları olan "yetkinlik" ve "motivasyon" ile SZDÖ'nün altı alt boyutu arasında negatif yönde istatistiksel olarak anlamlı korelasyonlar bulunmuştur. BZCSÖ'nün alt boyutu olan Yetkinlik ile SZDÖ'nün alt boyutları arasındaki korelasyon katsayıları -10 ile -27 arasında değişirken; Motivasyon ile SZDÖ'nün alt boyutları arasındaki korelasyon katsayıları -27 ile -56 arasında değişmektedir. Elde edilen bulgular Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3. BZCSÖ ve SZDÖ Alt Boyutları Korelasyon Katsayıları

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-----|
| (1) Yetkinlik | 1 | | | | | | | |
| (2) Motivasyon | .48** | 1 | | | | | | |
| (3) Psikolojik | - | - | 1 | | | | | |
| | .27** | .56** | | | | | | |
| (4) Eğitsel | - | - | | 1 | | | | |
| | .19** | .45** | .69** | | | | | |
| (5) Sosyal | - | - | | | 1 | | | |
| | .19** | .39** | .60** | .68** | | | | |
| (6) Fiziksel | - | - | | | | 1 | | |
| | .27** | .36** | .56** | .57** | .47** | | | |
| (7) Rahatlatıcı | - | - | | | | | 1 | |
| | .10** | .27** | .46** | .39** | .41** | .30** | | |
| (8) Estetik | - | - | | | | | | 1 |
| | .15** | .30** | .47** | .47** | .51** | .50** | .43** | |

**p<.001

Güvenirlige İlişkin Bulgular

Güvenirlilik çalışması kapsamında ölçeğin tamamı ve alt boyutları için Cronbach α güvenirlilik katsayısı hesaplanmıştır. "Yetkinlik" alt boyutu için $\alpha=.85$, "Motivasyon" alt boyutu için $\alpha=.70$ ve tüm ölçek için $\alpha=.84$ olarak bulunmuştur. Elde edilen değerler bu ölçeğin boş zaman can sıkıntısını ölçmek için güvenilir bir ölçme aracı olduğunu göstermektedir.

Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada Iso-Ahola ve Weissinger (1990) tarafından geliştirilen BZCSÖ Türkçe'ye uyarlanarak ergenler için geçerlik ve güvenirlilik çalışmaları yapılmıştır. Bu araştırmanın sonucunda "Yetkinlik" ve "Motivasyon" olmak üzere iki alt boyuttan oluşan 12 maddelik bir ölçek elde edilmiştir. Bu ölçeğin lise öğrencilerinin boş zaman can sıkıntısını ölçebilecek düzeyde geçerli ve güvenilir bir yapıya sahip olduğu görülmüştür.

Ölçeğin yetkinlik alt boyutu, boş zamanı düzenleme ve yönetme ile ilgili becerileri ölçmektedir. Bu alt boyutta altı madde bulunmaktadır. Bu boyutta yer alan maddelerden bazıları şunlardır: "Boş zamanı değerlendirme becerilerine sahip değilim", "Boş zamanlarımda bir şeyler yapmak istiyorum fakat ne yapmak istediğimi bilmiyorum". Bu alt boyuttan alınan yüksek puan yetkinliğin azaldığına işaret etmektedir. Ölçeğin motivasyon alt boyutu, boş

zamanlarını verimli bir şekilde geçirebilme ile ilgili becerileri ölçmektedir. Bu alt boyutta altı madde bulunmaktadır. Bu alt boyutta yer alan maddelerden bazıları şunlardır: "Boş zaman yaşantıları yaşamımın önemli bir parçasıdır", "Daha önce denemediğim boş zaman etkinlikleri denemekten hoşlanırım". Bu alt boyuttan alınan yüksek puan boş zamanı dolu bir şekilde geçirme ile ilgili motivasyonun azaldığına işaret etmektedir.

Ölçeğin geçerlik çalışması kapsamında bu araştırmada iki boyutlu bir yapı ortaya konulmuştur. Ancak orijinal ölçekte açıklayıcı faktör analizi bir madde dışında diğer maddelerin tek boyut üzerinde yüksek faktör değerlerine sahip olduğunu göstermiştir. Bu maddenin faktör yükü .26 olduğu halde bu maddenin çıkarılması Cronbach alfa güvenirlik katsayısında değişiklik yaratmadığı için ölçekten çıkarılmamıştır (Iso-Ahola ve Weissinger, 1990). Ölçeğin Türkçe uyarlamasında da aynı madde faktör yükü .40'ın altında (.29) kaldığı için ölçekten çıkarılmıştır. Ölçeğin Türkçe uyarlamasında iki boyutlu olarak sonuç vermesi kültürler farklılıklarıyla açıklanabileceği gibi can sıkıntısı kavramının çok boyutlu bir yapı olmasıyla da açıklanabilir. Yakın zamanda yapılan çalışmalar can sıkıntısının tek boyutlu bir yapıdan ziyade çok boyutlu bir yapı olduğunu ortaya koymaktadır (Tze, Klassen, Daniels, Li ve Zhang, 2013; Vodanovich, Wallance ve Kass, 2005). Fahlman ve diğ. (2013) tarafından geliştirilen çok boyutlu durumluk can sıkıntısı ölçeği de ilgisizlik, yüksek düzeyde uyarılma, düşük düzeyde uyarılma, dikkatsizlik ve zaman algısı olmak üzere beş boyuttan oluşmaktadır.

Ayırt edici ölçek geçerliği kapsamında BZCSÖ'nün alt boyutları olan "yetkinlik" ve "motivasyon" ile SZDÖ'nün altı alt boyutu arasında negatif yönde istatistiksel olarak anlamlı ilişkiler bulunmuştur ($p < .01$). BZCSÖ'nün boş zaman can sıkıntısını ölçmeyi amaçladığı ve SZDÖ'nün serbest zaman doyumunu ölçmeyi amaçladığı dikkate alındığında, sonuçlar BZCSÖ'nün yeterli düzeyde ayırt edici ölçek geçerliği olduğunu göstermektedir.

Ölçeğin güvenirlik çalışması ile ilgili bulgular, alt ölçekler ve tüm ölçek için hesaplanan iç tutarlık katsayılarının yeterli düzeyde olduğunu göstermektedir. Iso-Ahola ve Weissinger (1990) yaptıkları çalışmada boş zaman can sıkıntısı ölçeğinin iç tutarlık katsayısını üç farklı örnekleme sırasıyla .85, .88 ve .86 olarak bulmuşlardır. Ölçeğin Kuzey Afrika'da yapılan uyarlamasında ise içtutarlık katsayısı üç farklı örnekleme sırasıyla .76, .87 ve .76 bulunmuştur (Wegner, Flisher ve Muller, 2002). Bu çalışmada da kabul edilebilir bir güvenirlik katsayısı olan .84 olarak hesaplanmıştır.

Bu araştırmanın sınırlılıklarından birisi verilerin kendini anlatma ölçekleri ile toplanmasıdır. Ancak uygulanmasının nispeten kolay olması, zaman açısından

ekonomik olması, uygulayıcı uzmanlığı gerektirmemesi ve psikolojik danışma ve psikoterapinin fenomenolojik bakış açısıyla uyumlu olması sebebiyle bu yöntem tercih edilmiştir (Heppner, Wampold ve Kivlinghan, 2013). Araştırmanın bir diğer sınırlılığı test-tekrar test güvenilirliğinin bilinmemesidir. Sınırlılıklarına rağmen bu araştırmanın en güçlü yanlarından birisi ise ölçeğin faktör yapısının açıklayıcı faktör analizinin yanı sıra doğrulayıcı faktör analizi ile de incelenmiş olmasıdır.

Boş zaman can sıkıntısı dünyada olduğu gibi Türkiye’de de üzerinde durulması gereken önemli konulardan biri olma eğilimindedir. Boş zaman can sıkıntısının değerlendirilmesi ve hangi faktörlerle ilişkili olduğunun belirlenmesinin başta madde kullanımı ve bağımlılığı ile internet bağımlılığı olmak üzere diğer önleyici psikolojik danışma çalışmaları açısından son derece önemli olduğu düşünülmektedir. Bu sebeple bu ölçeğin ergenlerin boş zaman can sıkıntısı üzerinde etkili olabilecek faktörlerin belirlenmesi amacıyla iyilik hali ve yaşam doyumu, arkadaş ve aile üyelerinin boş zaman etkinlikleri, sağlığa yönelik davranışları gibi farklı psikososyal değişkenlerle birlikte kullanılması önerilebilir. Ölçeğin lise öğrencileri ile yürütülecek araştırmalarda olduğu kadar, üniversite öğrencileri ve yetişkinlerle yapılacak araştırmalarda da, ilgili örnekleme geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları yapıldıktan sonra kullanılabilmesi düşünülmektedir.

Kaynakça

- Agnew, R. ve Petersen, D. M. (1989). Leisure and delinquency. *Social Problems*, 36, 332-350.
- Akbulut, Y. (2010). *Sosyal bilimlerde SPSS uygulamaları*. İstanbul: İdeal Kültür & Yayıncılık.
- Arslan, F., Ünal, A. S., Güler, H. ve Kardaş, K. (2006). Okul çağı çocuklarının televizyon izleme alışkanlıklarının incelenmesi. *TSK Koruyucu Hekimlik Bülteni*, 5(6), 391-401.
- Beard ve Ragheb (1980). Measuring leisure satisfaction. *Journal of Leisure Research*, 12(1), 20-33.
- Bjarnadottir, R. (2004). Modern adolescents' leisure activities: A new field for education?. *Young*, 12(4), 299-315.
- Bradley, G. L. (2010). Skate parks as a context for adolescent development. *Journal of Adolescent Research*, 25(2), 288-323.
- Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. 17. Baskı. Ankara: Pegem Akademi.
- Caldwell, L. L. ve Smith, E. (2006). Leisure as a context for youth development and delinquency prevention. *Australian & New Zealand Journal of Criminology*, 39(3), 398-418.
- Coatsworth, J. D., Hiley Sharp, E., Palen, L. A., Darling, N., Cumsille, P. ve Marta, E. (2005). Exploring adolescent self-defining leisure activities and identity experiences across three countries. *International Journal of Behavioral Development*, 29, 361-370.
- Fahlman, S. A., Mercer-Lynn, K. B., Flora, D. B. ve Eastwood, J. D. (2013). Development and validation of the multidimensional state boredom scale. *Assessment*, 20(1), 68-85.
- Fisher, C. D. (1993). Boredom at work: A neglected concept. *Human Relations*, 46, 395-417.
- Gökçe, H. ve Orhan, K. (2011). Serbest zaman doyum ölçeğinin Türkçe geçerlilik güvenirlik çalışması. *Spor Bilimleri Dergisi*, 22(4), 139-145.
- Hamilton, J. (1981). Attention, personality, and self-regulation of mood: Absorbing attention and boredom. *Progress in Experimental Personality Research*, 10, 281-315.
- Harris, M. B. (2000). Correlates and characteristics of boredom and boredom proneness. *Journal of Applied Social Psychology*, 30, 47-77.
- Heppner, P. P., Wampold, B. E. ve Kivlinghan, D. M. (2013). *Psikolojik danışmada araştırma yöntemleri*. (Çev: Siyez, D. M.). Ankara: Mentis Yayıncılık.
- Hiley Sharp, E., Coffman, D. L., Caldwell, L. L., Smith, E. A., Wegner, L., Vergnagi, L. ve Mathews, C. (2011). Predicting substance use behavior

- among South African adolescents: The role of leisure experiences across time. *International Journal of Behavioral Development*, 35, 343.
- Hu, L. T. ve 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.
- Iso-Ahola, S. E. ve Weissinger, E. (1987). Leisure and boredom. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 5, 356-364.
- Iso-Ahola, S. E. ve Weissinger, E. (1990). Perceptions of boredom in leisure: Conceptualization, reliability and validity of the leisure boredom scale. *Journal of Leisure Research*, 22(1), 1-17.
- Iso-Ahola, S. E. ve Crowley, E. D. (1991). Adolescent substance abuse and leisure time boredom. *Journal of Leisure Research*, 23, 260-271.
- Jennen, C. ve Uhlebeck, G. (2004). Exercise and life satisfaction: Fitness complimentary strategies in the prevention and rehabilitation of illness. *Evidence-based Complimentary and Alternative Medicine*, 1(2), 147-165.
- Jöreskog, K. ve Sörbom, D. (1999). *Lisrel 8: Structural Equation Modeling With The SIMPLIS Command Language*. Lincolnwood: Scientific Software International.
- Kim, B. B. (2008). Research update: Perceiving leisure. *Parks & Recreation*, 43(5), 24-27.
- Mallinckrodt, B., & Wang, C. C. (2004). Quantitative methods for verifying semantic equivalence of translated research instruments: A Chinese version of the experiences in close relationships. *Journal of Counseling Psychology*, 51, 368-379.
- McGee, R., Williams, S., Howden-Chapman, P., Martin, J. ve Kawachi, I. (2006). Participation in clubs and groups from childhood to adolescence and its effect on attachment and self-esteem. *Journal of Adolescence*, 29, 1-17.
- Orcutt, J. D. (1984). Contrasting effects of two kinds of boredom on alcohol use. *Journal of Drug Issues*, 14, 161-173.
- Palen, L. A. ve Coatsworth, J. D. (2007). Activity-based identity experiences and their relations to problem behavior and psychological well-being in adolescence. *Journal of Adolescence*, 30, 721-737.
- Shaw, S. M., Kleiber, D. A. ve Caldwell, L. L. (1995). Leisure and identity formation in male and female adolescents: A preliminary examination. *Journal of Leisure Research*, 27, 245-263.
- Tabachnick, B. G. ve Fidell, L. S. (2001). *Using Multivariate Statistics* (4th Ed). Needham Heights: Allyn & Bacon.
- Trottier, A. N., Brown, G. T., Hobson, S. J. G. ve Miller, W. (2002). Reliability and validity of the Leisure Satisfaction Scale (LSS-short form) and adolescent leisure interest profile (ALIP). *Occupational Therapy International*, 9(2), 131-144.

- Tze, V.M.C., Klassen, R.M., Daniels, L.M., Li, J.C.H. ve Zhang, X (2013). A cross-cultural validation of the learning-related boredom scale (lrbs) with canadian and chinese college students. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 31(1) 29-40.
- Uluslararası Test Komisyonu (International Test Commission) (2010). *International test commission guidelines for translating and adapting tests*. <http://www.intestcom.org/upload/sitefiles/40.pdf> adresinden alınmıştır.
- Vatan, İ., Ocakoğlu, H. ve İrgil, E. (2009). Uludağ üniversitesi tıp fakültesi öğrencilerinde sigara içme durumunun değerlendirilmesi. *TSK Koruyucu Hekimlik Bülteni*, 8(1), 43-48.
- Vodanovich, S. J., Wallance, J. C. ve Kass, S. J. (2005). A confirmatory approach to the factor structure of the Boredom Proneness Scale: Evidence for a two-factor short form. *Journal of Personality Assessment*, 85, 295-303.
- Wegner, L., Flisher, A. J. ve Muller, M. (2002). Reliability of the leisure boredom scale for use with high school learners in Cape Town, South Africa. *Journal of Leisure Research*, 34(3), 340-350.
- Yaman, E. ve Peker, A. (2012). Ergenlerin siber zorbalık ve siber mağduriyete ilişkin algıları. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(3), 819-833.
- Yin, Z., Katims, D. S. ve Zapata, J. T. (1999). Participation in leisure activities and involvement in delinquency by mexican american adolescents. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 21(2), 170-185.