




## Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeğinin Türkçe'ye Uyarlanması ve Psikometrik Yönden İncelenmesi

Turkish Adaptation and Psychometric Analysis of the Short Boredom Proneness Scale

Halim GÜNER \*   
Nesrullah OKAN \*\*   
Selami KARDAŞ \*\*\* 

### Öz

Can sıkıntısı duygusu bütün yaş gruplarında birçok kişinin yaşadığı temel duygulardandır. Bu duygunun uzun süreli ve sık bir şekilde yaşanması kişilerde stres, depresyon, madde bağımlılığı, endişe gibi olumsuz duyguları beraberinde getirmektedir. Bu nedenle can sıkıntısını değerlendiren ölçme araçları kritik önemdedir. Bu çalışmada da bu kritik önemden dolayı Struk, Carriere, Cheyne ve Danckert (2015) tarafından geliştirilen yedi maddelik Can Sıkıntısı Eğilimi ölçeğinin kısa versiyonunun Türkçe'ye uyarlanması yapılmıştır. Uyarlamada öncelikle dil eşdeğerliliği literatürdeki basamaklar takip edilerek sağlanmıştır. Yapı geçerliliği için 495 üniversite öğrencisinden toplanan veriler ile açımlayıcı faktör analizi (AFA) ve 251 öğrenciden toplanan veri ile de doğrulayıcı faktör analizi (DFA) yapılmıştır. Her iki analizde de anlamlı ve yeterli düzeyde sonuçlar elde edilmiştir. Ölçüt geçerliliği için de DASS-21 ölçeğinin stres alt boyutu kullanılmıştır. Doksan öğrenciden toplanan veriler ile kısa can sıkıntısı ölçeği ile stres arasındaki ilişkiye bakılmış ve korelasyon değeri  $r=,57$  çıkmıştır. Uyarlama yapılan ölçeğin güvenilirliği için Cronbach alfa değerine ve %27'lik alt ve üst dilimlerin ayırıcılık özelliğine bakılmıştır. Analiz sonucunda  $\alpha=,91$  ve anlamlı bir t-testi değeri elde edilmiştir. Sonuç olarak uyarlama aşamalarında uygun analiz sonuçları elde edilmiş ve Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği literatüre kazandırılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Can Sıkıntısı Eğilimi, Uyarlama, Geçerlik, Güvenirlik

\* Dr. Öğr. Üyesi, Muş Alparslan Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, Eğitim Bilimleri Bölümü, E-posta: h.guner@alparslan.edu.tr, Orcid ID: 0000-0003-1537-7655

\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Fırat Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, Eğitim Bilimleri Bölümü, E-posta: nesrokan@gmail.com, Orcid ID: 0000-0002-9496-6417

\*\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Muş Alparslan Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, Eğitim Bilimleri Bölümü, E-posta: selami.kardas@alparslan.edu.tr, Orcid ID: 0000-0003-2773-3936

## Abstract

Boredom is one of the basic emotions experienced by many people of all age groups. The long and frequent experience of this emotion creates negative emotions such as stress, depression, substance abuse, and anxiety. For this reason, measurement tools that measure boredom are critical. In this study, due to this critical importance, the short version of the seven-item Boredom Tendency scale developed by Struk, Carriere, Cheyne and Danckert (2015) was adapted to Turkish. In adaptation, first of all, language equivalence was achieved by following the steps in the literature. For construct validity, exploratory factor analysis (EFA) was performed with the data collected from 496 university students, and confirmatory factor analysis (CFA) was performed with the data collected from 251 students. Significant and good levels results were obtained in both analyzes. The stress sub-factor of the DASS-21 was used for criterion validity. The relationship between the short boredom scale and stress was examined with the data collected from 90 students and the correlation value was  $r = .57$ . For the reliability of the adapted scale, the Cronbach's alpha ( $\alpha$ ) value and the discrimination of 27% lower and upper groups were examined. As a result of the analysis,  $\alpha = .91$  and a significant t-test value ( $t = 42.328$ ;  $p < .001$ ) was obtained. As a result, good levels of analysis results were obtained in the adaptation process and the Short Boredom Proneness Scale was introduced to the literature.

**Keywords:** Boredom Proneness, Adaptation, Validity, Reliability

## Summary

### Introduction

There are many scales in the literature that measure boredom in different dimensions. Although there were two scales for boredom, one as a sub-dimension and the other for coping with boredom, the first scale that directly measures boredom was developed by Farmer and Sundberg in 1986 as the Boredom Proneness Scale. This first version consisted of 28 items and was applied as true-false likert type (Farmer & Sundberg, 1986). This scale has been used in many studies to date.

The 12-item short version of 28-item Boredom Proneness Scale was developed by Stephen, Wallace and Kass (2005). This short version of the scale was adapted into Turkish by Dursun and Tezer (Dursun ve Tezer, 2013). In 2015, another short version of the same scale with 8 items was developed by Struk et al. (2015). Struk et al. stated that the one-dimensional and 8-item version of the scale has given very good analysis values. The focus of this study is to introduce the short form of this valuable 8-item Boredom Tendency Scale into Turkish.

### Method

#### *Model*

This research is a scale adaptation study conducted with the descriptive survey design of quantitative research. Studies such as skill tests and attitude tests that have been developed or adapted fall into the descriptive research group (Büyüköztürk vd., 2019).

### *Sample Group*

The research sample is comprised of three study groups who study in Turkey in 2019-2020 academic semester in various universities. For the exploratory factor analysis, data were collected from a total of 495 students, 335 (67.7%) female students and 160 (32.3%) male students. For confirmatory factor analysis, data were collected from 251 students, 164 (65.3%) female and 87 (34.7%) male students. Additionally, for the criterion validity of the scale, data were collected from 90 students, 70 (77.8%) female and 20 (22.2%) male students.

### *Translation Process*

First of all, the scale was translated into Turkish by five experts with high English language skills and unaware of each other. This translation was evaluated in many ways by two experts. Subsequently, the Turkish items were translated into the original language by two translation experts who are experts in their fields. Items translated into both languages were evaluated and a consensus was reached on the items of the scale. After the positive evaluations of two experts in the field and English language, the final version of the scale items was decided.

### *Data Collection Tools*

In this study, the Turkish form of the scale was used as a data collection tool. The Stress sub-factor of the Depression, Anxiety, Stress Scale (Dass 21), which was adapted into Turkish by Yilmaz, Boz, and Arslan (2017), was used for the criterion validity of the scale.

## **Results**

### *Construct Validity*

Exploratory Factor Analysis (EFA) was used to test the construct validity of the adapted scale. As a result of the exploratory factor analysis, it is seen that the Short Boredom Proneness Scale explains 62.545% of the variance as one factor. KMO value was found to be .964. According to the Barlett's test;  $\chi^2=1660,211$  ( $p <, 001$ ) value were found. It is seen that the items in the scale have high load values (the lowest item load value is 0.628; the highest is 0.860).

The one-factor and 8-item structure of the Short Boredom Proneness Scale was analyzed by CFA. Accepted fit indices were obtained as a result of CFA ( $\chi^2 / df = 2.020$ ;  $p <.005$ ; RMSEA = 0.061; S-RMR = 0.061; NFI = 0.965; CFI = 0.982; GFI = 0.963; RFI = 0.948).

### *Criterion Validity*

In order to determine the criterion validity of the Short Boredom Proneness Scale, the Stress Scale was administered to 90 university students. As a result of the analysis, the relationship between boredom proneness and stress was found to be positive and significant ( $r =, 570$ ;  $p <, 001$ ).

### *Reliability*

In order to calculate the scale reliability, Cronbach's Alpha ( $\alpha$ ) internal consistency coefficient and the difference between the scores of upper and lower groups of 27% were examined. The internal consistency coefficient value for the short boredom proneness scale was determined as  $\alpha=0.911$ . It has been observed that there is a significant difference between the lower and upper groups of 27% ( $t = 42.328$ ;  $p < .001$ ).

### **Discussion and Conclusion**

As a result, it can be said that the scale is a valid and reliable scale based on the results of EFA, CFA, stress scale used in validity, the internal consistency coefficient used in reliability and the t-test of 27%. Thus, this valuable short boredom proneness scale that can be applied to many age groups in both education and psychology has been introduced to Turkish and the literature.

### **Giriş**

Can sıkıntısı duygusu üzerine ve can sıkıntısı ile bağlantılı yapılan çalışmalara bakıldığında Vodanovich ve Watt (2015) geçmiş yirmi yıllık dönemde can sıkıntısının en çok araştırma yapılan ikinci araştırma alanı olduğunu belirtmiştir. Can sıkıntısı çocuk, genç, ihtiyar fark etmeksizin günümüz toplumunda herkes tarafından sıkça deneyimlenen bir duygudur. Çocuklarda duyduğumuz “anne canım çok sıkılıyor” ya da gençlerde “kanka senin de canın sıkılıyor mu, ne yapsak” gibi ve buna benzer cümleler neredeyse tüm yaş gruplarında görülmektedir. Geniş bir kitleyi etkilemesi ve insanın temel duygularından olması nedeniyle çokça çalışılan bu duygunun birçok yönden tanımlanması ve anlaşılması gerekmektedir. Elpidorou (2018)'nin dediği gibi olumlu ve olumsuz anlamda can sıkıntısının bizim için ne ifade ettiğini bilmek can sıkıntısının kendi yararımıza kullanabilmenin ilk adımındır. Bu çalışma da bu adımlardan küçük bir adım olmak amacıyla yapılmaktadır.

Can sıkıntısının az da olsa olumlu yönlerinin olabileceğini ifade eden kişilerin olduğunu belirtmek gerekmektedir. Örneğin Elpidorou (2014) ‘Can sıkıntısının aydınlık yönü’ makalesinde can sıkıntısının davranışlarımızı kontrol etme ve düzenlemeye yönelttiğini, böylece daha anlamlı şeyler yapmamıza yardımcı olduğunu ve ayrıca uzun süren durgunluklara engel olabildiğini yazmıştır. Genelde ise can sıkıntısı olumsuz bir duygu olarak çalışılmaktadır. Tanımlara bakılınca da bu olumsuzluk net bir şekilde görülmektedir. Örneğin monotonluk ve tekrarlama birçok tanımda ön plana çıkmaktadır (Hill ve Perkins, 1985). Odaklanma ve dikkat zorluğu (Eastwood, Frischen, Fenske ve Smilek, 2012), zamanın hiç geçmemesi hissi (Watt, 1991), boş zamanın planlanmasındaki yetersizlik (Iso-Ahola ve Weissinger, 1987), günlük hayatın kişiyi cezp edecek kadar zorlu ve anlamlı olmaması veya tersine bıktırarak kadar zorlu olması (Daschmann, Goetz ve Stupnisky, 2011) gibi kavramlar da farklı kişilerce yapılan tanımların odak kavramları olmuştur. Sonuç olarak; can sıkıntısı için farklı pencereleden farklı tanımlar yapılmıştır. Bu tanımlar bazı noktalarda kesişmekle birlikte tümüyle aynı anlamı vermemektedir. Genel olarak sıkılma kavramında “yetersiz uyarıcı

çevre, dikkat sorunları, yavaş geçen zaman algısı, yetersiz anlam ve zorluk derecesi” gibi kavramlar bulunmaktadır.

Bu kavram çeşitliliği can sıkıntısını farklı bakış açılarına göre ölçme sonucunu doğurmuştur. Literatürde can sıkıntısını farklı boyutlarda ölçen birçok ölçek bulunmaktadır. Daha öncesinde biri alt boyut olarak, diğeri de can sıkıntısı ile baş etme şeklinde can sıkıntısına yönelik iki ölçek olsa da doğrudan can sıkıntısını ölçen ilk ölçek Farmer ve Sundberg tarafından 1986 yılında ‘Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği’ adıyla geliştirilmiştir. Bu ilk versiyon 28 maddeden oluşmuş ve doğru-yanlış seçenekleriyle ikili likert şeklinde uygulanmıştır (Farmer ve Sundberg, 1986). Bu ölçek günümüze kadar birçok çalışmada kullanılmış fakat bu çalışmalarda doğru-yanlış ikili likert şeklinde değil farklı likert düzeylerinde ve genellikle 7’li likert tarzında kullanılmıştır. Farmer ve Sundberg ölçek geliştirme çalışmasında geliştirdikleri can sıkıntısı eğilimi ölçeğinin depresyon, umutsuzluk ve yalnızlık gibi ölçeklerle orta derecede ilişki gösterdiğini, yaşam doyumu ve özerklik-otonomi yönelimi ile negatif ilişki gösterdiğini, derslerde alınan puanlar ile herhangi bir ilişki göstermediğini bulmuştur (Farmer ve Sundberg, 1986). ‘Can Sıkıntısı Eğilimi’ ölçeğinden önce yapılmış olduğu söylenen iki ölçekten birincisi Zuckerman’ın (1979) ‘Beşli Form Heyecan Arayışı Ölçeği’nin bir alt boyutu olan 10 maddelik ‘Can Sıkıntısı Duyarlılığı’ ölçeğidir. İkincisi ise Hamilton, Haier ve Buchsbaum (1984) tarafından 10 madde olarak geliştirilen ‘Sıkılgnalık ile Başa Çıkma Ölçeği’dir.

İlk temelleri bu şekilde gelişen can sıkıntısı ölçme araçları sonradan bayağı geniş bir alana yayılmıştır. Can Sıkıntısı kavramını içeren birçok dolaylı ölçek geliştirilmiştir. Google akademide yapılan bir aramada can sıkıntısı kelimesini içeren ölçeklerin 15’ten fazla olduğu kolaylıkla görülmektedir. Aşağıda liste şeklinde bazı Can Sıkıntısı ölçekleri sıralanmıştır:

- Iso-Ahola, S. E. ve Weissinger, E. (1990) tarafından geliştirilen Boş Zaman Can Sıkıntısı Ölçeği
- Watt, J. D. ve Ewing, J. E. (1996) tarafından geliştirilen Cinsel Can Sıkıntısı Ölçeği
- Harasymchuk, C. ve Fehr, B. (2012) tarafından geliştirilen İlişkisel Can Sıkıntısı Ölçeği
- Fahlman, S. A., Mercer-Lynn, K. B., Flora, D. B. ve Eastwood, J. D. (2013) tarafından geliştirilen Çok Boyutlu Can Sıkıntısı Düzeyi/Durumu Ölçeği
- Ragheb, M. G. ve Merydith, S. P. (2001) tarafından geliştirilen Serbest Zaman Can Sıkıntısı Ölçeği
- Nett, U. E., Goetz, T. ve Daniels, L. M. (2010) tarafından geliştirilen Akademik Can Sıkıntısı ile Baş Etme Ölçeği

‘Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği’ hem yeni geliştirilen can sıkıntısına yönelik farklı ölçeklerin geçerliliğinde hem de farklı ölçekler ile ilişkisel ve yordama ölçümlerinde sıkça kullanılmıştır. Depresyon, kaygı, öfke, ilgisizlik, düşmanlık gibi ruhsal durumlar ile can sıkıntısı arasında birçok çalışmada ilişki tespit edilmiştir. Bunlardan depresyon duygu durumu ile can sıkıntısı arasında belirgin bir ilişkinin olduğu literatürde görülmektedir. Örneğin 297 lise öğrencisi üzerinde yapılan çalışmada can sıkıntısı ile depresyon ve kaygı arasında anlamlı bir ilişki olduğu bulunmuştur

(Wolniewicz, Rozgonjuk ve Elhai, 2020). 18-29 yaş aralığındaki kişilerle yapılan bir araştırmaya göre ise can sıkıntısı ile öfke, sözlü ve fiziksel saldırganlık ve nefret duygusu arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur (Nocera, 2019). 186 kişi ile yapılmış başka bir çalışmada 'Can Sıkıntısı Kısa Ölçeği' ve 'DASS-21' ölçeği yani depresyon, kaygı ve stres ölçeği ile yapılan araştırmada can sıkıntısı ile stres ölçeği arasında nispeten küçük ama anlamlı bir ilişki varken depresyon ve kaygı ile can sıkıntısı arasında da orta derecede bir ilişki bulunmuştur (Lee ve Zelman, 2019). Başka bir çalışmada da telefon kesintileri ile depresyon, kaygı, stres toleransı ve can sıkıntısı arasındaki ilişkiye bakılmıştır. Telefon kesintileri bildirimlerinin can sıkıntısı ve depresyona sebep olabildiği ve can sıkıntısının telefon kesintileri bildirimleri ile depresyon arasında moderatör olduğu bulunmuştur (Elhai, Rozgonjuk, Alghraibeh ve Yang, 2019).

Literatürde can sıkıntısı ile ilişkili olduğu gözlenen diğer bir değişken de iş yerinde görülen olumsuz durumlardır. İş yerlerinde görülen kötüye kullanım, sabotaj, istifa, üretim düşmesi, hırsızlık, iş doymu, iş stresi, iş yerindeki performans ve uygunsuz davranışlar ile can sıkıntısı arasındaki ilişki sık incelenen çalışmalardan olmuştur. Örneğin sağlık sektöründe 110 kişi ile yapılan bir çalışmada can sıkıntısı eğilimi ile uygun pozisyonda olmama, destek görmeme ve iş performansı arasındaki ilişkiler incelenmiştir. 'Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği' puanları ile diğer puanlar arasında anlamlı korelasyon puanlarının olduğu görülmüştür (Watt ve Hargis, 2010).

Bunun yanında literatürde can sıkıntısı eğilimi ile ilişkilerine bakılan dikkat eksikliği, dikkati toplamada zorluk, hiperaktivite ve bazı kişilik tipleri olan içe veya dışa dönük olma, narsisizm gibi çalışmalar da vardır. Örneğin 3046 lise öğrencisi üzerinde yapılan araştırmada tevazu kişiliği ile 'Can Sıkıntısı Eğilimi' puanları arasında pozitif yönde bir ilişki görülmüştür. Tevazu değerini yüksek puanla puanlayan öğrencilerin can sıkıntısı puanları, diğer değerleri yüksek puanlayanlardan anlamlı bir şekilde daha yüksek çıkmıştır (Iannaccone, 2019). 165 lisans ve lisans üstü öğrenci ile yürütülen çalışmada ise can sıkıntısı ile öz bilinç arasında 0,30 oranında anlamlı negatif korelasyon bulunmuştur (Aljawarneh, 2019). Benzer şekilde 65 yaş üstü 749 kişi ile yapılan çalışmada zihnin işlevlerine yönelik test puanları ile can sıkıntısı arasında ilişki olduğu bulunmuştur. Can sıkıntısı eğilimleri olan 65 yaş üstü bireylerin zihinsel test puanları daha düşük çıkmaktadır (Conroy, Golden, Jeffares, O'Neill ve McGee, 2010). 154 genç yetişkin üzerinde yapılan araştırmada can sıkıntısı eğilimi puanı yüksek olanın iç gözlem – iç tefekkür ölçeği puanının da yüksek olduğu görülmektedir (Gana, Deletang ve Metais, 2000). Ayrıca sıkıntı eğilimi dürüstlük-alçakgönüllülük, dışadönüklük, kabul edilebilirlik, vicdanlılık ve deneyim ile negatif ve anlamlı korelasyon puanları göstermektedir (Hunter, Abraham, Hunter, Goldberg ve Eastwood, 2016).

Ek olarak 'Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği'nin uyuşturucuyu bırakan bireylere yönelik çalışmalarda ve son dönem çalışmalardan olan Covid-19 dönemiyle ilgili çalışmalarda kullanıldığı görülmektedir. Örneğin 2020'de yapılan bir çalışmada can sıkıntısı ile Covid-19 döneminde sosyal mesafeye uyma arasındaki ilişkiye bakılmıştır. Sonuca göre can sıkıntısı ile mesafeye uymada zorluk yaşayanların mesafeye bağlılık puanları arasında anlamlı negatif ve yüksek bir ilişki bulunmuştur. Öz kontrol ile mesafe puanları arasında ise pozitif anlamlı bir ilişki vardır (Wolff, Martarelli, Schuler ve Bieleke, 2020). Can sıkıntısı ile uyuşturucuyu terk etmiş bireylerin heyecan arayışı puanları arasında ise

pozitif yönde anlamlı bir korelasyon bulunmuştur. Bu korelasyon ergenlerde yetişkinlere oranla daha yüksek orandadır (Nabilla, Christia ve Dannisworo, 2019).

Bu kadar popüler olarak kullanılan bir ölçeğin elbette kısa versiyonları da geliştirilmiştir. Farmer ve Sundberg (1986)'in 28 maddelik 'Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği'nin 12 maddelik kısa versiyonu Stephen, Wallace ve Kass (2005) tarafından geliştirilmiştir. Açımlayıcı ve doğrulayıcı faktör analizi ile her faktörde 6 madde olacak şekilde iki boyutlu kısa versiyonun daha iyi değerler verdiği belirtilmiştir. Ölçeğin bu kısa versiyonu 2013 yılında Dursun ve Tezer tarafından Türkçeye çevrilmiştir. Amos ile yaptıkları doğrulayıcı analizler ve başka ölçekler ile sağladıkları geçerlilik değerleri ile 'Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği' Türkçeye kazandırılmıştır (Dursun ve Tezer, 2013). 2015 yılında ise aynı ölçeğin 8 maddelik bir başka kısa versiyonu Struk vd. (2015) tarafından geliştirilmiştir. Ölçeğin hem 28 maddelik ilk versiyonunun, hem 12 maddelik ve 8 maddelik versiyonlarının kullanılabilir düzeyde iyi değerlere sahip olduğunu belirtmişlerdir. Bu çalışmanın da odak noktası bu 8 maddelik 'Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği'nin kısa formunu Türkçeye kazandırmaktır.

## Yöntem

Bu araştırma Struk vd. (2015) tarafından geliştirilmiş olan 'Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği'nin Türkçeye uyarlama çalışmasıdır. Bu bölüm altında bu ölçeğin Türkçeye uyarlama sürecine ilişkin bilgiler verilmektedir.

### *Araştırmanın Deseni*

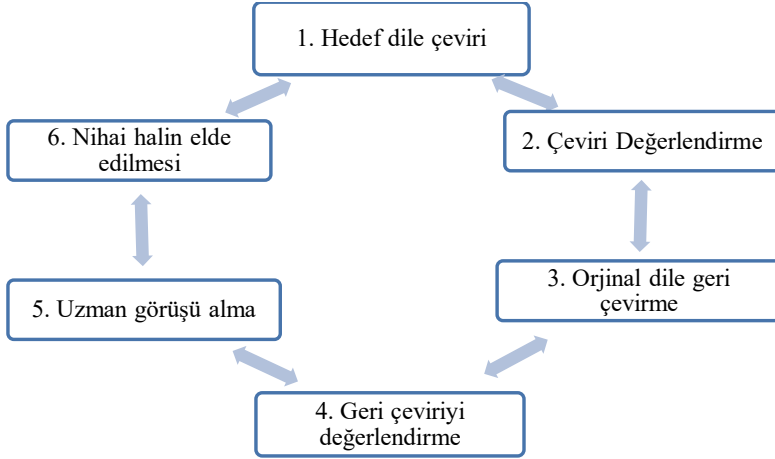
Bu araştırma, Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği'nin çeşitli psikometrik özelliklerini belirlemek amacıyla nicel araştırmanın betimsel tarama deseniyle gerçekleştirilen bir ölçek uyarlama çalışmasıdır. Betimsel araştırmalarda amaç çalışılan olgunun net bir şekilde tanımlanmasıdır. Aynı şekilde geliştirilen ya da uyarlanan yetenek testleri ve tutum testleri gibi araştırmalar da betimsel araştırma grubuna girmektedir (Büyüköztürk vd., 2019). Betimsel taramada veriler olguya ilişkin müdahale edilmemiş bilgiler sunar.

### *Örneklem Grubu*

Araştırmanın örneklemini Türkiye'de çeşitli üniversitelerde 2019-2020 eğitim-öğretim yılında ders alan üç çalışma grubundan meydana gelmektedir. İlk gruptan açımlayıcı faktör analizi (AFA) için, ikinci gruptan doğrulayıcı faktör analizi (DFA) için ve üçüncü gruptan ise ölçüt geçerliği için veri toplanmıştır. Açımlayıcı faktör analizi için 335 (%67,7) kadın öğrenciden ve 160 (%32,3) erkek öğrenciden olmak üzere toplam 495 öğrenciden veri toplanmıştır. Doğrulayıcı faktör analizi için 164 (%65,3) kadın ve 87 (%34,7) erkek öğrenci olmak üzere 251 öğrenciden veri toplanmıştır. Ayrıca ölçeğin ölçüt geçerliği için toplamda 90 öğrenci olmak üzere 70 (%77,8) kadın ve 20 (%22,2) erkek öğrenciden veri toplanmıştır.

### Çeviri Çalışması

Brislin, Lonner ve Thorndike (1973) ile Cha, Kim ve Erlen, (2007) çeviri aşamalarını genel olarak şu basamaklar çerçevesinde ele almışlardır.



Şekil 1. Uyarlamada Çeviri Basamakları

Şekil 1'deki basamaklar çerçevesinde; öncelikle İngilizce dil becerisi yüksek ve birbirinden habersiz beş uzman tarafından ölçeğin Türkçeye çevirisi yapılmıştır. Yapılan bu çeviriler iki uzman tarafından birçok boyutuyla değerlendirilmiştir. Bu değerlendirmede, özellikle dil yapısı, kültüre uygunluk ve anlaşılabilirlik gibi durumlar üzerinde durulmuştur. Bazı değişiklikler neticesinde ölçeğin Türkçe taslak formu meydana getirilmiştir. Sonrasında, Türkçe maddeler alanında uzman iki çeviri uzmanı tarafından orijinal diline çevrilmiştir. Her iki dile de çevrilmiş olan maddeler değerlendirilmiş ve birkaç ufak değişiklikle ölçek maddeleri üzerinde fikir birliğine varılmıştır. Daha sonra hem alana hâkim hem de İngilizce diline hâkim iki uzmanın görüşlerine başvurulmuş akademik ve dilsel yönden inceleme yapmaları talep edilmiştir. Uzmanların olumlu değerlendirmelerde bulunmaları sonucu ölçek maddelerinin son haline karar verilmiştir.

### Veri Toplama Araçları

Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeğinin Türkçe'ye uyarlanması için veri toplama aracı olarak ölçeğin Türkçe'ye çevrilmiş formu ve ölçeğin ölçüt geçerliği için Yılmaz, Boz ve Arslan (2017) tarafından Türkçe'ye uyarlanan Depresyon, Anksiyete, Stres Ölçeğinin (Dass 21) Stres alt boyutu kullanılmıştır.

### Depresyon, Anksiyete, Stres Ölçeğinin (Dass 21) Stres Alt Boyutu

DASS 21 ölçeği Henry ve Crawford, (2005) ve Mahmoud, Staten, Hall ve Lennie (2012)'nin çalışmalarından alınarak Yılmaz vd. (2017) tarafından Türkçe'ye uyarlanmıştır. Ölçek depresyon,



stres ve anksiyete (kaygı) adlarında üç alt boyuttan ve her alt boyut altında 7 madde olmak üzere toplam 21 maddeden oluşmaktadır. Ölçeğin geçerlilik çalışması Doğrulamalı Faktör Analizi (DFA) ile yapılmıştır. Ölçek için yapılan DFA sonucunda elde edilen uyum indekslerine göre  $X^2/sd = 2,8$ ; İyilik Uyum İndeksi (GFI)=.99; Düzeltilmiş İyilik Uyum İndeksi (AGFI)=.98; Yaklaşık Hataların Ortalama Kare Kökü (RMSEA)=.05; Hata Kareler Ortalamasının Karekökü (RMR)=.05 ve Normlaştırılmış Uyum İndeksi (NFI)=.98 değerleri iyi uyum değerlerini göstermektedir. Stres alt boyutunun maddeleri DFA sonucunda .57-.72 yük değerleri vermiştir.

Ölçeğin güvenilirlik çalışması Cronbach alfa değerinin test edilmesi ile sağlanmıştır. Yapılan analizde stres alt boyutunun alfa değeri  $\alpha=.755$  çıkmıştır (diğer alt boyutlar Depresyon  $\alpha=.819$  ve Anksiyete  $\alpha=.808$ ). Yapılan bu çalışmada ise alfa değeri  $\alpha=.89$  (N=90) olarak elde edilmiştir.

### *İstatistik Araçları*

Çalışma kapsamında elde edilen istatistiksel verileri analiz etmek için 'SPSS for Windows 22.0' ve 'AMOS 20.0' paket programlarından yararlanılmıştır. Ölçek iç tutarlılığı için Cronbach Alpha katsayılarına bakılmıştır. Ölçüt geçerliği için Depresyon, Anksiyete, Stres Ölçeğinin (Dass 21) Stres alt boyutu kullanılmıştır. Kapsam geçerliği için uzmanların fikirleri dikkate alınmıştır. Yapı geçerliği için de hem açıklayıcı hem de doğrulamalı faktör analizi kullanılmıştır. Madde ayırt ediciliği için ise; üst ve alt gruplar arasında 'Bağımsız gruplar T testi' kullanılmıştır.

## **Bulgular**

Bu bölümde araştırma kapsamında uyarlanan Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği'nin uyarlama süreci ele alınmıştır. Ölçeğin Türkçeye uyarlanması için yapılan işlemler ve istatistiki bilgiler belli bir düzen içerisinde sunulmuştur.

### *Geçerlilik*

Bir ölçek uyarlanırken geçerlik ve güvenilirlik çalışmalarının yapılması o ölçeği güvenilir bir duruma getirdiği gibi, bilimsel bir perspektiften bakmaya da yardımcı olmaktadır. Bu bağlamda uyarlanan ölçeğe ilişkin geçerlik sonuçları bu başlık altında sunulmuştur.

### *Yapı Geçerliliği*

Uyarlanan ölçeğin yapı geçerliliği kapsamında hem açıklayıcı faktör analizi hem de doğrulamalı faktör analizi kullanılmıştır. Bu kapsamda ilk önce ölçeğin yapı geçerliliğini test etmek amacıyla Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) kullanılmıştır.

**Tablo 1.**

*AFA Sonucunda Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeğine İlişkin Açıklanan Varyans*

Faktör	Toplam Açıklanan Varyans
Kısa Can Sıkıntısı Ölçeği	%62,545

Yapılan açımlayıcı faktör analizi sonucunda Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeğinin tek boyut olarak varyansın %62,545'ini açıkladığı görülmektedir. Bu değer sosyal bilimlerde kabul edilebilir değerler içerisinde yer almaktadır. Sosyal bilimler için açıklanan varyansın %40 ile %60 arasında olması yeterli olarak görülmektedir (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2012).

**Tablo 2.**

*KMO ve Bartlett's Testi Değerleri*

Kaiser-Meyer-Olkin Örneklem Yeterliliği		,934
Bartlett's Test of Sphericity	Ki-kare Değeri	1660,2111
	Serbestlik Derecesi	28
	P	,000

Yukarıdaki tablo incelendiğinde KMO değeri ,964 olarak bulunmuştur. KMO testi, hem dağılımın faktör analizi yapmak için yeterli olup olmadığını hem de kısmi korelasyonların küçük olup olmadığını test etmek için önemlidir. KMO değeri 1'e yaklaştıkça mükemmel, 0,50'nin altında ise kabul edilemez olarak değerlendirilir. Tavşancıl (2010)'a göre 0,90 ve üstünün mükemmel, 0,80 ve üstünün çok iyi, 0,70 ve 0,60'ların vasat, 0,50 ve altının ise kötü olduğu belirtilmiştir. Bu araştırma neticesinde elde edilen KMO değeri mükemmel (,934) olarak bulunmuştur. Bununla birlikte yapılmış olan Bartlett's testine göre ise; kay kare değeri  $X^2=1660,211$  ( $p<,001$ ) olarak bulunmuştur. Bu durum değerlerin anlamlı olduğunu ve kullanılan verilerin çok değişkenli ve normal dağıldıklarını göstermektedir.

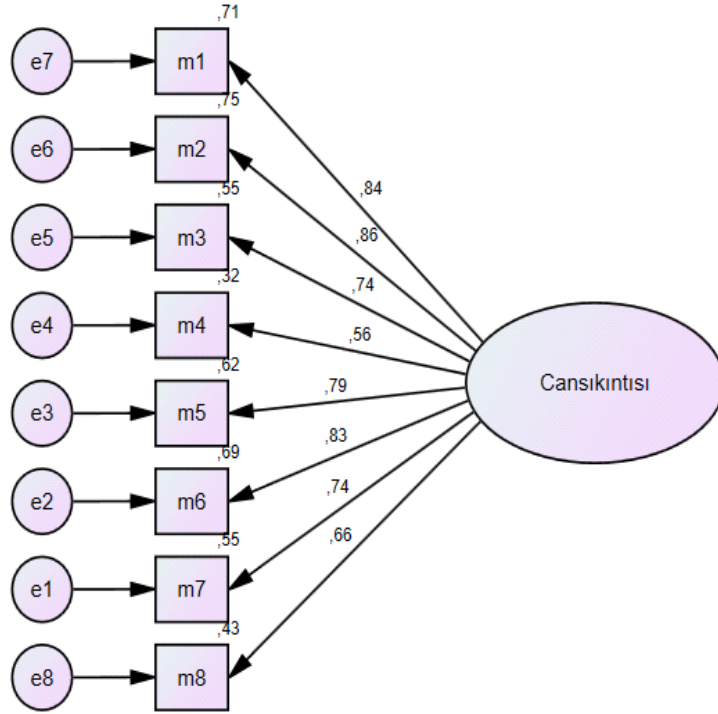
**Tablo 3.**

*Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği Maddelerinin Yük Değerleri*

Maddeler	Yük Değerleri
M1	,860
M6	,857
M5	,849
M2	,848
M7	,804
M3	,768
M8	,676
M4	,628

Yapılan işlemler neticesinde ölçeğin tek faktörlü bir yapıda olduğu ve bu ölçekte yer alan maddelerin yüksek yük değerlerine sahip oldukları görülmektedir (en düşük madde yük değeri 0,628; en yükseği ise 0,860). Ölçekten elde edilen toplam puan kişinin can sıkıntısı eğilimi puanını vermektedir.

Ölçeğin yapı geçerliliğini test etmek amacıyla daha sonra doğrulayıcı faktör analizi (DFA) yapılmıştır. DFA'ya ilişkin bulgular aşağıda sunulmuştur.



Şekil 2. Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği'ne İlişkin Doğrulayıcı Faktör Analizi Path Diyagramı

Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği'nin tek boyutlu ve 8 maddeli yapısı DFA ile analiz edilmiş ve kabul gören uyum indeksleri elde edilmiştir ( $X^2/sd=2.020$ ;  $p<.005$ ;  $RMSEA=0.064$ ;  $S-RMR=0.061$ ;  $NFI=0.965$ ;  $CFI=0.982$ ;  $GFI=0.963$ ;  $RFI=0.48$ ). Schermelleh-Engel, Moosbrugger ve Müller (2003)'in uygun gördükleri değerler ve çalışmanın uyum indeksleri aşağıdaki tabloda listelenmektedir.

**Tablo 4.**

*Standart Uyum İyiliği Ölçütleri ve Araştırma Sonuçlarının Karşılaştırılması*

Uyum Ölçüleri	İyi Uyum	Kabul Edilebilir Uyum	Araştırmada Elde Edilen Uyum Değerleri
$X^2/df$	$0 \leq X^2/df \leq 2$	$2 \leq X^2/df \leq 3$	2.020
RMSEA	$0 \leq RMSEA \leq 0.05$	$0.05 \leq RMSEA \leq 0.08$	0.064
SRMR	$0 \leq SRMR \leq 0.05$	$0.05 \leq SRMR \leq 0.10$	0.061
NFI	$0.95 \leq NFI \leq 1.00$	$0.90 \leq NFI \leq 0.95$	0.965
CFI	$0.95 \leq CFI \leq 1.00$	$0.90 \leq CFI \leq 0.95$	0.982
GFI	$0.90 \leq GFI \leq 1.00$	$0.85 \leq GFI \leq 0.90$	0.963
RFI	$0.90 < RFI < 1.00$	$0.85 < RFI < 0.90$	0.948

**Ölçeğe İlişkin Ölçüt Geçerliliği**

Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği'nin ölçüt geçerliliğinin belirlenmesi amacıyla 'Dass 21' ölçeğinin stres alt boyutu toplamda 90 üniversite öğrencisine uygulanmıştır. Bu alt boyutun kullanılma sebebi ise can sıkıntısı eğilimi ile stresin literatürde ortak bazı durumlara sahip olmasıdır (bkz: Struk vd., 2015; Lee ve Zelman, 2019; Elhai vd., 2019; Watt ve Hargis, 2010). Can sıkıntısı eğilimi ile stres arasındaki ilişkiye ait veriler alttaki tabloda sunulmuştur.

**Tablo 5.***Kısa Can Sıkıntısı Ölçeği İle Stres Ölçeği Puanları Arasındaki İlişki*

Değişkenler	1	2
Can Sıkıntısı	1,00	
Stres Ölçeği	,570*	1,00

\*P&lt;,001

Yapılan analizler neticesinde, can sıkıntısı eğilimi ile stres arasındaki ilişki pozitif yönlü ve anlamlı çıkmıştır ( $r=,570$ ;  $p<,001$ ).

**Güvenirlilik**

Ölçek güvenirliliğini hesaplamak için Cronbach Alpha ( $\alpha$ ) iç tutarlılık katsayılarına ve %27'lik alt ve üst puanları arasındaki farka bakılmıştır. Bunlara ilişkin bulgular bu başlık altında sunulmuştur.

**Tablo 6.***Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği İç Tutarlılık Katsayısı*

Ölçek	Cronbach's Alpha Değeri
Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi	,911

Tabloya bakıldığında, Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği için iç tutarlılık katsayısı Cronbach's Alpha değeri  $\alpha=,911$  olarak tespit edilmiştir. Sosyal bilimlerde genel olarak kabul edilen alfa değeri 0,70 ve üstü olmasıdır (Büyüköztürk, 2010). Bu durum Türkçe'ye uyarlanmış Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeğinin güvenirlilik noktasında iyi bir değere sahip olduğunu göstermektedir.

**Tablo 7.***Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeği Puanının %27'lik Alt ve Üst Gruplara İlişkin T-Testi Sonuçları*

Puan	Gruplar	N	X	Ss	Sh <sub>v</sub>	t	p
Can Sıkıntısı	Üst	95	44,28	6,312	,647	42,328	,000
	Alt	95	13,24	3,353	,344		

Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeğinin üst ve alt gruplar arasındaki farkı belirlemek için yapılan bağımsız gruplar t testi sonucuna göre; alt ve üst gruplar arasında anlamlı bir farklılık olduğu görülmüştür ( $t= 42,328$ ;  $p<,001$ ). Ayrıca madde bazında %27'lik üst ve alt gruplara ilişkin t-testi yapıldığında da

t-testi değerlerinin  $t=30,102-12,741$  arasında ve tüm maddeler için anlamlı ( $p<,001$ ) bir farklılığın olduğu görülmüştür. Böyle bir sonuç, ölçek maddelerinin bireyleri ayırt etme konusunda başarılı olduğunu göstermektedir.

## Tartışma ve Sonuç

Araştırmaya konu olan Struk vd. (2015) tarafından geliştirilmiş Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi Ölçeğinin İngilizce maddeleri çeviri basamaklarına uyularak Türkçe'ye çevrilmiştir. Çeviri sürecinin çift yönlü olması ve uzmanlarca değerlendirilmesi ölçek maddelerinin başarılı bir şekilde çevrildiğini göstermektedir.

Ölçek maddeleri Türkçeye çevrildikten sonra ölçeğin yapı geçerliliği için farklı örneklemeler üzerinden AFA ve DFA yapılmıştır. AFA'dan elde edilen açıklanan varyans (%62,545), veri yeterliliği ve dağılımına yönelik KMO (.934) ve Barlett's test sonuçları ( $X^2=1660,2111$ ;  $p<,001$ ) ve maddelerin yük değerleri (.628-.860) yüksek düzeyde çıkmıştır. Bu çalışmada uyarlanan ölçeğin benzer uyarlama çalışması Peng ve arkadaşları tarafından Çinceye uyarlama olarak yapılmıştır (Peng, Guo, Zhao, Han ve Wu, 2020). Peng ve arkadaşlarının yaptığı çalışmada açıklanan varyans %41,33 çıkmıştır. Diğer değerler olan KMO ,78 olarak, madde yükleri ise ,53-.73 olarak elde edilmiştir.

Bu çalışmada DFA'dan elde edilen uyum indeksleri ise iyi ve kabul edilebilir düzeydedir ( $X^2/sd=2.020$ ;  $p<,005$ ; RMSEA=0.061; S-RMR=0.061; NFI=0.965; CFI=0.982; GFI=0.963; RFI=0.948). Peng ve arkadaşları tarafından yapılan Çince versiyonunda ise uyum indeksleri  $X^2/sd=2.8$ ;  $p<,001$ ; RMSEA=.03; S-RMR=.04; CFI=0.98 şeklinde bulunmuştur. Struk ve arkadaşları tarafında yapılan orijinal versiyonunda ise uyum değerleri CFI = .978, TLI = .970, RMSEA = .061, SRMR = .025,  $\chi^2= 205.57$  ( $p <,001$ ) olarak bulunmuştur (Struk vd., 2015). Sonuç olarak bu çalışmada Türkçe uyarlama çalışması yapılan 8 maddelik Kısa Can Sıkıntısı Ölçeğinin AFA ve DFA sonuçlarına göre yapı geçerliliği sağlanmıştır.

Ölçüt geçerliliği için ise DASS-21 ölçeğinin stres alt boyutu kullanılmıştır. 90 kişiden elde edilen verilere göre stres ile kısa can sıkıntısı ölçeği arasında anlamlı ve pozitif yönde bir ilişki bulunmuştur. Stres ile can sıkıntısı arasında bir ilişkinin bulunması literatür bağlamında beklenen bir sonuçtur. Örneğin ölçeğin orijinal versiyonunda DASS-21 ölçeği kullanılmış ve stres alt boyutu ile kısa can sıkıntısı ölçeği arasında  $r= ,41$  düzeyinde bir ilişki bulunmuştur (Struk vd., 2015). Can sıkıntısının depresyon, endişe ve stres üzerindeki yordama gücünü inceleyen başka bir çalışmada stres ile kısa can sıkıntısı ölçeği arasında ,23 ( $p<,01$ ) düzeyinde bir ilişki çıkmıştır (Lee ve Zelman, 2019). Görüldüğü üzere literatürde stres ile can sıkıntısı arasında bir ilişki vardır ve bu ilişki bu çalışmada da pozitif ve anlamlı bir düzeyde elde edilmiştir. Stres ile can sıkıntısı arasında elde edilen ilişki sonucunda Kısa Can Sıkıntısı Ölçeğinin Türkçe versiyonunda ölçüt geçerliliği sağlanmıştır.

Uyarlanan kısa can sıkıntısı ölçeğinin güvenilirliği için iç tutarlılık katsayısına ve %27'lik alt-üst gruplara yönelik farka bakılmıştır. Tek boyutlu olan ölçeğin alfa değeri iyi düzeyde ( $\alpha =,911$ ) ve %27'lik dilimlerin t-testi anlamlı ( $t= 42,328$ ;  $p<,001$ ) çıkmıştır. Kısa can sıkıntısı ölçeğinin ilk versiyonu olan 28 maddelik can sıkıntısı ölçeğinin iç tutarlılık katsayısı  $\alpha=,79$  (Farmer ve Sundberg,

1986) olarak bulunmuştur. Çince versiyonunda  $\alpha=,87$  (Peng vd., 2020) ve bu çalışmada kullanılan ölçeğin orijinal versiyonunda  $\alpha=,88$  (Struk vd., 2015) çıkmıştır. Dolayısıyla bu çalışmada çıkan iç tutarlılık katsayının düzeyine ve literatüre dayanarak uyarlanan kısa can sıkıntısı ölçeğinin güvenilirliği sağlanmıştır denilebilir.

Sonuç olarak geçerlilikte kullanılan AFA, DFA ve stres ölçeği sonuçlarına ve güvenilirlikte kullanılan iç tutarlılık katsayısı ve %27'lik dilimler t-testi sonuçlarına dayanılarak adaptasyonu sağlanan Kısa Can Sıkıntısı Eğilimi ölçeğinin geçerli ve güvenilir bir ölçek olduğu söylenebilir. Böylece hem eğitimde hem de psikolojide birçok yaş gruplarına uygulanabilecek bu kısa ölçek Türkçeye ve literatüre kazandırılmıştır.

### ***Sınırlılıklar ve Öneriler***

Bu araştırmanın en önemli sınırlılığı veri toplama sürecinin Covid-19 hastalığının olduğu döneme denk gelmiş olmasıdır. Veri toplanan üniversite öğrencilerinin bazı sınırlamaların olduğu dönemde ölçeği doldurmaları, elde olmayan yanlı veriye sebep olmuş olabilir. Her ne kadar veri setleri normalliği sağlamış olsa da Covid-19 döneminin sıklıkla duyulmuş duygusu üzerinde etki etmediği söylenemez. Bunun yanında bu çalışma çevrimiçi veri toplamanın da sınırlılıklarını barındırmaktadır.

Can sıkıntısı duygusu üzerinde çalışacak araştırmacılara can sıkıntısı eğilimi ölçeğinin 28 maddelik ilk versiyonun (Farmer ve Sundberg, 1986), 28 maddeden kısaltılarak yapılmış 12 maddelik versiyonun (Stephen vd., 2005) ve bu çalışmada kullanılan 8 maddelik başka bir kısa versiyonun (Struk vd., 2015) karşılaştırmalı bir çalışmasının yapılması önerilmektedir. Böylece 28 maddelik ölçekten çıkan iki farklı kısa versiyonun hangisinin daha iyi değerler verdiği tespit edilmiş olacaktır.

### **Etik Kurul İzni**

Bu araştırma, Fırat Üniversitesi Sosyal ve Beşeri Bilimler Araştırmaları Etik Kurulununun 16/10/2020 tarihli 418687 sayılı kararı ile alınan izinle yürütülmüştür.

### **Kaynaklar**

- Aljawarneh, A. Y. (2019). Boredom proneness and private self-consciousness among a sample of university students. *Indian Journal of Positive Psychology*, 10(3), 135-139.
- Brislin, R., W., Lonner, W., J., ve R. M. Thorndike, R., M. (1973). *Cross Cultural Research Methods*. New York: John Willey & Sons Pub.
- Büyüköztürk, Ş. (2010). *Sosyal Bilimler için Veri Analizi El Kitabı*. Pegem Akademi Yayıncılık, Ankara.
- Büyüköztürk, Ş., Kılıç Çakmak, E., Akgün, Ö.E., Karadeniz, Ş. ve Demirel, F. (2019). *Bilimsel Araştırma Yöntemleri* (27. Baskı). Ankara: Pegem Yayınları
- Cha, E. S., Kim, K. H., & Erlen, J. A. (2007). Translation of scales in cross-cultural research: Issues and techniques. *Journal of Advanced Nursing*, 58(4), 386-395.
- Conroy, R. M., Golden, J., Jeffares, I., O'Neill, D. & McGee, H. (2010). Boredom-proneness, loneliness, social engagement and depression and their association with cognitive function in older people: A population study. *Psychology, Health & Medicine*, 15:4, 463-473. Doi: 10.1080/13548.506.2010.487103

- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G. ve Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal Bilimler İçin Çok Değişkenli İstatistik: SPSS ve Lisrel Uygulamaları*. Pegem Akademi Yayıncılık, Ankara.
- Daschmann, E. C., Goetz, T., & Stupnisky, R. H. (2011). Testing the predictors of boredom at school: Development and validation of the precursors to boredom scales. *British Journal of Educational Psychology*, 81, 421–440. Doi: 10.1348/000709910x526038
- Dursun, P. ve Tezer, E. (2013). Turkish adaptation of the boredom proneness scale short-form. *Procedia-Social and Behavioral Sciences* 84, 1550–1554. Doi: 10.1016/j.sbspro.2013.06.786
- Eastwood, J. D., Frischen, A., Fenske, M. J., & Smilek, D. (2012). The unengaged mind: Defining boredom in terms of attention. *Perspectives on Psychological Science*, 7(5), 482–495. Doi 10.1177/174.569.1612456044
- Elhai, J. D., Rozgonjuk, D. Alghraibeh, A. M. & Yang, H. (2019). Disrupted daily activities from interruptive smartphone notifications: relations with depression and anxiety severity and the mediating role of boredom proneness. *Social Science Computer Review*, 1-18. Doi: 10.1177/089.443.9319858008
- Elpidorou, A. (2014). The bright side of boredom. *Opinion Article*, Doi: 10.3389/fpsyg.2014.01245
- Elpidorou, A. (2018) The good of boredom. *Philosophical Psychology*, 31:3, 323-351. Doi: 10.1080/09515.089.2017.1346240
- Fahlman, S. A., Mercer-Lynn, K. B., Flora, D. B., & Eastwood, J. D. (2013). Development and validation of the multidimensional state boredom scale. *Assessment*, 20(1), 68–85. Doi: 10.1177/107.319.1111421303
- Farmer, R., & Sundberg, N. D. (1986). Boredom proneness: The development and correlates of a new scale. *Journal of Personality Assessment*, 50, 4–17. Doi 10.1207/s15327752jpa5001\_2
- Gana, K., Deletang, B. & Metais, L. (2000). Is boredom proneness associated with introspectiveness? *Social Behavior and Personality*, 28(5), 499-504. Doi: 10.2444/Sbp.2000.28.5.499
- Hamilton, J. A., Haier, R. J., & Buchsbaum, M. S. (1984). Intrinsic enjoyment and boredom coping scales: Validation with personality, evoked potential, and attention measures. *Personality and Individual Differences*, 5, 183–193. Doi: 10.1016/0191-8869(84)90050-3
- Harasymchuk, C., & Fehr, B. (2012). Development of a prototype-based measure of relational boredom. *Personal Relationships*, 19, 162–181. Doi: 10.1111/j.1475-6811.2011.01346.x
- Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS 21): Construct validity and normative data in a large non clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 44(2), 227-239. Doi: 10.1348/014466505X29657
- Hill, A. B., & Perkins, R. E. (1985). Towards a model of boredom. *British Journal of Psychology*, 76, 235–240. Doi: 10.1111/j.2044-8295.1985.tb01947.x
- Hunter, J. A., Abraham, E. H., Hunter, A. G., Goldberg, L. C. & Eastwood, J. D. (2016). Personality and boredom proneness in the prediction of creativity and curiosity. *Thinking Skills and Creativity*, 22, 48-57. Doi: 10.1016/j.tsc.2016.08.002
- Iannaccone, B. (2019). *Boredom proneness and character strengths related to academic achievement in adolescence*. Unpublished Doctoral Dissertations. Carter and Moyers School of Education, Lincoln. <https://digitalcommons.lmunet.edu/edddissertations/13>
- Iso-Ahola, S. E., & Weissinger, E. (1987). Leisure and Boredom. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 5(3), 356–364.
- Iso-Ahola, S. E., & Weissinger, E. (1990). Perceptions of boredom in leisure: Conceptualization reliability, and validity of the Leisure Boredom Scale. *Journal of Leisure Research*, 22, 1–17.
- Lee, F. K. S. & Zelman, D. C. (2019). Boredom proneness as a predictor of depression, anxiety and stress: The moderating effects of dispositional mindfulness. *Personality and Individual Differences*, 146 (2019) 68–75. Doi: 10.1016/j.paid.2019.04.001

- Mahmoud, J. S. R., Staten, R. T., Hall, L. A., & Lennie, T. A. (2012). The relationship among young adult college students' depression, anxiety, stress, demographics, life satisfaction, and coping styles. *Issues in Mental Health Nursing*, 33(3), 149-156. Doi: 10.3109/01612.840.2011.632708
- Nabilla, S. P., Christiab, M. & Dannisworoc, C. A. (2019). The Relationship between Boredom Proneness and Sensation Seeking among Adolescent and Adult Former Drug Users. *Advances in Social Science, Education and Humanities Research*, 229, 420-443. Doi: 10.2991/iciap-18.2019.35
- Nett, U. E., Goetz, T., & Daniels, L. M. (2010). What to do when feeling bored: Student strategies for coping with boredom. *Learning and Individual Differences*, 20, 626–638. Doi: 10.1016/j.lindif.2010.09.004
- Nocera, T. (2019). *Assessing the Effects of Psychopathy, Sadism, Aggression, and Boredom Proneness on Cyber Aggression Perpetration in Emerging Adults: Is Moral Disengagement to Blame?* Unpublished Doctoral Dissertations. College of Education and Human Sciences and the School of Psychology, Mississippi. <https://aquila.usm.edu/dissertations/1712>
- Peng, J., Guo, W., Zhao, L., Han, X., & Wu, S. (2020). Short Boredom Proneness Scale: Adaptation and validation of a Chinese version with college students. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 48(2). Doi: 10.2224/sbp.8968
- Ragheb, M. G., & Merydith, S. P. (2001). Development and validation of a unidimensional scale measuring free time boredom. *Leisure Studies*, 20, 41–59. Doi: 10.1080/026.143.60122569
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Test of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research-Online*, 8 (2), 23–74.
- Stephen J. Vodanovich, S. J., Wallace, J. C. & 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*, 85:3, 295-303. Doi: 10.1207/s15327752jpa8503\_05
- Struk, A. A., Carriere, J. S. A., Cheyne, J. A., & Danckert, J. (2015). A Short Boredom Proneness Scale: Development and Psychometric Properties. *Assessment*, 24(3), 346–359. Doi: 10.1177/107.319.1115609996
- Tavşancıl, Ezel. (2010). *Tutumların Ölçülmesi Ve Spss İle Veri Analizi*. Ankara: Nobel Yayınları.
- Vodanovich, S. J. & Watt, J. D. (2015): Self-Report Measures of Boredom: An Updated Review of the Literature. *The Journal of Psychology*. Doi: 10.1080/00223.980.2015.1074531
- Watt, J. D. (1991). Effect of boredom proneness on time perception. *Psychological Reports*, 69, 323-327. Doi: 10.2466/pro.69.5.323-327
- Watt, J. D., & Ewing, J. E. (1996). Toward the development and validation of a measure of sexual boredom. *Journal of Sex Research*, 33, 57–66. Doi: 10.1080/002.244.99609551815
- Watt, J. D., & Hargis, M. B. (2010). Boredom Proneness: Its relationship with subjective underemployment, perceived organizational support, and job performance. *Journal of Business and Psychology*, 25, 163–174. Doi: 10.1007/s10869-009 - 9138-9
- Wolff, W., Martarelli, C., Schüler, J. & Bieleke, M. (2020). High boredom proneness and low trait self-control impair adherence to social distancing guidelines during the COVID-19 pandemic. *PsyArXiv*, 17 Apr. 2020. Doi: 10.31234/osf.io/jcf95
- Wolniewicz, C. A., Rozgonjuk, D. & Elhai, J. D. (2020). Boredom proneness and fear of missing out mediate relations between depression and anxiety with problematic smartphone use. *Hum Behav & Emerg Tech*. 2020;2:61–70. Doi: 10.1002/hbe2.159
- Yılmaz, Ö., Boz, H. ve Arslan, A. (2017). Depresyon Anksiyete Stres Ölçeğinin (Dass 21) Türkçe Kısa Formunun Geçerlilik-Güvenilirlik Çalışması. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 2(2).
- Zuckerman, M. (1979). *Sensation seeking: Beyond the optimal level of arousal*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.