

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin Türkçeye Uyarlanması: Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması *

Turkish Adaptation of the Unintentional Procrastination Scale: Validity and Reliability

Hatice ODACI ** 
Feridun KAYA *** 
Özge KINIK **** 

Öz

Bu araştırmanın amacı İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin geçerlik ve güvenilirlik analizlerinin yapılarak Türkçeye uyarlanmasının sağlanmasıdır. Bu amaçla yürütülen araştırmanın çalışma grubunu 2017-2018 öğretim yılında Bayburt Üniversitesi ve Karadeniz Teknik Üniversitesi'nde öğrenim gören 889 üniversite öğrencisi oluşturmaktadır. Araştırmada ölçüt ölçek geçerlik çalışması için Genel Erteleme Ölçeği, İstemsiz Erteleme Ölçeği ve Depresyon Anksiyete Stres Ölçeği veri toplama araçları olarak kullanılmıştır. Araştırma kapsamında elde edilen verilerin analizi aşamasında ise açıklayıcı faktör analizi (AFA), doğrulayıcı faktör analizi (DFA), korelasyon analizi ve bağımsız gruplar için t testi analizlerinden yararlanılmıştır. Yapılan AFA sonucunda İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin tek faktörlü bir yapıya sahip olduğu bulunmuştur. DFA sonucunda ise belirlenen yapının doğrulandığı görülmüştür ($\chi^2= 34.52$, $Sd= 8$, $\chi^2/sd= 4.32$, $CFI= .98$, $NFI= .97$, $SRMR= .041$, $RMSEA=.071$). Araştırmada ölçüt bağıntılı geçerliğin tespit edilmesi amacıyla yapılan korelasyon analizi sonucunda istemsiz erteleme ile stres ve anksiyete arasında düşük düzeyde pozitif yönde, istemsiz erteleme ile depresyon arasında orta düzeyde pozitif yönde, istemsiz erteleme ve genel erteleme arasında yüksek düzeyde pozitif yönde anlamlı ilişkiler olduğu belirlenmiştir. İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin güvenilirlik analizleri kapsamında

* Bu çalışma 25-27 Ekim 2018 tarihleri arasında Samsun/Türkiye'de gerçekleştirilen 20. Uluslararası Psikolojik Danışmanlık ve Rehberlik Kongresi'nde sözlü bildiri olarak sunulmuştur.

** Prof. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, Edebiyat Fakültesi, E-posta: hatodaci@hotmail.com, ORCID: 0000-0002-2080-6269.

*** Dr. Öğr. Üyesi, Atatürk Üniversitesi, Edebiyat Fakültesi, E-posta: feridunkaya25@gmail.com, ORCID:0000-0001-9549-6691

**** Dr. Psk. Dan., Söğütülü İlkokulu, Trabzon - Türkiye. E-posta: another-oz@hotmail.com, ORCID: 0000-0001-9293-2363

yürütülen çalışma sonucunda ise iç tutarlık katsayısı .77 olarak bulunmuştur. Bunun yanı sıra ölçeğin iki yarı test korelasyonu .73 olarak hesaplanmıştır.

Anahtar Kelimeler: İstemsiz erteleme, geçerlik, güvenirlik, ölçek uyarlama

Abstract

The aim of this research is to making adaptation of the Unintentional Procrastination Scale into Turkish context and conducting the validity and reliability studies of the scale. The participants of the study consists of 889 university students studying in Bayburt University and Karadeniz Technical University in 2017-2018 academic year. As data collection tools, Personal Information Form, General Procrastination Scale, Depression Anxiety Stress Scale and Unintentional Procrastination Scale were used. For analysis of obtained data, exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, correlation analysis and t test analysis for independent groups were used. The exploratory factor analysis revealed that the scale has a single-factor structure. As a result of the confirmatory factor analysis conducted to verify the structure determined after the exploratory factor analysis, it was seen that the determined structure was confirmed ($\chi^2= 34.52$, $df= 8$, $\chi^2/sd= 4.32$, $CFI= .98$, $NFI= .97$, $SRMR= .041$, $RMSEA=.071$). The correlation analysis aimed to investigate the criterion-related validity in the present study revealed that there were low-level positive relationships between involuntary procrastination and stress and anxiety, moderate-level positive relationship between involuntary procrastination and depression, and high-level positive relationships between involuntary procrastination and general procrastination According to the reliability analysis of the Unintentional Procrastination Scale, the internal consistency coefficient was found to be .77. In addition, two half-test correlations of the scale were determined as .73.

Keywords: Unintentional procrastination, validity, reliability, scale adaption

Summary

Introduction

Procrastination, associated with deficient self-regulation skills (Steel, 2007), is characterized by negative effects on performance and psychological functioning of individuals (Chowdhury & Pychyl, 2018). We cannot say that procrastination is fully reflected in the perspective that underlines the destructive effects of procrastination and considers procrastination to be a negative phenomenon. This is because all procrastination does not occur in an unwanted way and all procrastination does not lead to negative effects in the life of the individual. For example, individuals displaying active procrastination purposefully delay their tasks until the last minute and negative outcomes do not occur due to these consciously delayed tasks (Chu & Choi, 2005).

This basic classification about procrastination brings to mind the question of whether psychometric measurement tools measuring procrastination focus on this difference or not. Among procrastination measures available in the relevant literature (Tuckman Procrastination Scale, Aitken Procrastination Inventory), differently, the Unintentional Procrastination Scale developed by Fernie, Bharucha, Nikcević and Spada (2017) is a scale tool specifically focusing on measuring procrastination not displayed purposefully as a behavior strategy by individuals. As a result of this, the aim of this

research was to complete adaptation of the Unintentional Procrastination Scale developed by Fernie et al. (2017) to Turkish culture and perform validity and reliability studies.

Method

In this research, completed according to the screening model, the study group comprised a total of 889 university students attending faculties of education in Bayburt University and Karadeniz Technical University. The ages of participants forming the study group varied from 18 to 24 years. Ethics committee permission was obtained from Bayburt University Social and Human Sciences Ethics Committee. Additionally, permission was obtained from academics developing the other scales to be used in the criterion-related validity study in this research.

The Turkish form and original form of the scale were applied to students in the English teaching department of Karadeniz Technical University with a two-week interval. As a result of positive outcomes from the linguistic validity studies for the scale, the scale was prepared for validity analyses. With the aim of determining the validity of the scale, explanatory factor analysis, confirmatory factor analysis and criterion-related validity were examined. Within the scope of reliability analyses, the internal consistency coefficients of scale items and two half-test correlations were examined. The Unintentional Procrastination Scale, the other scales used as data collection tools were copied and applied to students attending Karadeniz Technical University and Bayburt University and volunteering to participate in the study, during lesson hours after the researchers received permission from the academics responsible for the lessons. At the end of the data collection process, data were transferred to SPSS 21.0 and Lisrel 8.71 programs, the data set was screened before analysis and assumptions were tested. In the final stage, the results of the research were reported.

Findings

Within the scope of analysis of data in the research, firstly, the correlations between the original form and Turkish form of the Unintentional Procrastination Scale were examined with the aim of determining linguistic equivalence. The correlation values between the Turkish and English forms of the scale was calculated ($r = .77, p < .01$). This result revealed the Turkish form was equivalent to the English form. Exploratory factor analysis determined that the Unintentional Procrastination Scale had a single-factor structure explaining 48.2 of the total variance. The factor load values for items on the Unintentional Procrastination Scale varied between .37 and .83. After EFA, CFA was used to investigate whether the obtained structure was confirmed in the university student sample.

Before testing CFA, the data set was examined for outlier values and for whether normal distribution was present or not. When the values for the scale items are investigated, the skewness values varied between $-.17$ and $.98$, while the kurtosis values varied between $-.91$ and $-.06$. After determining that the preconditions for CFA were met, CFA was performed and first fit index values were investigated. As a result of CFA for the Unintentional Procrastination Scale, the fit index values were calculated ($\chi^2 = 34.52, df = 8, \chi^2/df = 4.32, CFI = .98, NFI = .97, SRMR = .041, RMSEA = .071$). As a

result of CFA performed with the aim of confirming the structure of the Unintentional Procrastination Scale, the scale items were confirmed and all fit indexes were at good levels (Hu and Bentler, 1999; Tabachnick and Fidell, 2014). Within the scope of criterion-related validity for the Unintentional Procrastination Scale, there was a positive and significant correlation at moderate level observed between unintentional procrastination and general procrastination ($r = .54, p < .01$). In addition to this, there were low level, positive significant correlations identified between unintentional procrastination with depression ($r = .26, p < .01$), stress ($r = .16, p < .01$) and anxiety ($r = .21, p < .01$). These findings show the Unintentional Procrastination Scale met criterion-related validity.

Within the scope of reliability analysis for the Unintentional Procrastination Scale, analyses performed with the aim of determining item analysis and reliability levels identified the item-total test correlation values for scale items varied from .69 to .79 (r). Additionally, the item points differed between the upper and lower 27% groups for each item on the scale; in other words, the t value varied from 3.95-11.87 and all were identified to be significant. In addition to these studies, the internal consistency coefficient was found to be .77 as a result of reliability analyses. The two half-test correlation for the scale was calculated as .73.

Discussion and Conclusion

As a result of EFA performed within the scope of construct validity of the scale, a single-factor structure was identified and 48.246 of the total variance was explained. CFA analyses concluded that the single dimension factor structure of the Unintentional Procrastination Scale was confirmed for a sample of university students. Within the scope of criterion-related validity studies for the scale, there were positive significant correlations identified between unintentional procrastination with general procrastination, depression, stress and anxiety. As a result of dysfunctional procrastination behavior by individuals, it is considered probable that depression, anxiety and stress are experienced due to reasons like inability to fulfil social and academic responsibilities and failure. Additionally, individuals with increasing depression, anxiety and stress levels are predicted to have increased tendency toward procrastination linked to their inability to concentrate on tasks and responsibilities.

Giriş

Teknolojinin hızla ilerlemesi ve buna bağlı olarak bilgi akışının oldukça hızlı oluşu bireylerin bu gelişime ve hıza ayak uydurmalarını gerekli hale getirmektedir. Bu bakış açısıyla, Lay (1986) tarafından bireyin geleceğe yönelik hedeflerine ulaşmayı ertelemesi, başka zamana bırakması olarak tanımlanan erteleme davranışı bireylerin hedeflerine ulaşmalarında engel oluşturan bir kavram olarak karşımıza çıkmaktadır. Erteleme, öngörülebilir olumsuz sonuçlarına rağmen gerçekleştirilmek istenen eylemin bilinçli olarak geciktirilmesiyle tanımlanan öz düzenlemedeki başarısızlıktır (Rozental ve Carlbring, 2014). Erteleme davranışı gösteren bireyler kısa süreliğine rahatlama hissi yaşasalar da uzun vadede stres, başarısız olma (Uzun ve Demir, 2015) ve duygusal iyi oluşlarında azalma gibi durumlarla karşı karşıya kalabilmektedirler (Meier, 2021). Ayrıca erteleme davranışının depresyon, anksiyete

gibi psikopatolojilerle (Constantin, English ve Mazmanian, 2018; Stöber ve Joormann, 2001; Uzun Ozer, O'Callaghan, Bokszczanin, Ederer ve Essau, 2014), problemli sosyal medya kullanımı ve düşük duygu düzenleme becerileriyle (Wartberg, Thomasius ve Paschke, 2021) ilişkili olduğu ve bu haliyle bireylerin yaşam doyumlarını olumsuz yönde etkilediği (Yang, 2021) farklı araştırma bulgularıyla ortaya konmuştur.

Bireylerin erteleme davranışlarının meydana getirdiği psikolojik ve sosyal etkilerin yanı sıra bu davranış göstermelerine neden olan faktörler de araştırmacılar tarafından incelenen bir konu olarak alanyazında yer almaktadır. Bireylerin erteleme davranışları göstermelerinde farklı kişilik özelliklerinin (Baltacı, 2017; Doğan, Kürüm ve Kazak, 2014), sahip oldukları işlevsel olmayan bilişlerin (Burka ve Yuen, 2008), tembellik ve başaramama korkusunun (Uzun Özer, Demir ve Ferrari, 2009) etkili olduğu belirlenmiştir. Erteleme davranışını ortaya çıkaran faktörler ve bunun sonuçlarıyla ilişkili araştırma bulguları, ertelemenin bireylerin iyi oluşları üzerinde önemli etkileri olan bir faktör olduğunu akla getirmektedir. Bu durum da erteleme davranışının daha fazla anlaşılmasını sağlayacak çalışmaları ve bu çalışmalarda kullanılacak ölçme araçlarını kullanmanın önemli olabileceğini düşündürmektedir. Alanyazınında erteleme davranışını ölçmeyi amaçlayan farklı ölçme araçları olduğu görülmektedir: Genel Erteleme Ölçeği, Tuckman Erteleme Ölçeği, Aitken Erteleme Ölçeği bunlardan bazılarıdır. Türkiye'de ise Çakıcı (2003) tarafından alanyazına kazandırılan Genel Erteleme Ölçeği mevcuttur. Erteleme davranışını ölçmeye yönelik geliştirilen bir başka psikometrik ölçme aracı Fernie, Bharucha, Nikcević ve Spada (2017) tarafından geliştirilen İstemsiz Erteleme Ölçeği'dir.

İstemsiz Erteleme Ölçeği (İEÖ), sözü edilen ölçme araçlarından farklı olarak; erteleme davranışının istemsiz ya da istemli olarak meydana gelmesine bağlı olarak ortaya konan sınıflandırma temeline dayanır. Schouwenburg (2004) ertelemenin bilerek planlanmış olabileceğini, bu yüzden erteleme davranışının tümünün olumsuz, zarar verici davranış olarak kabul edilmemesi gerektiğini öne sürmüştür. Bu görüşü destekler şekilde Choi ve Moran (2009) çalışmalarında, zaman baskısı altında motivasyonlarını güçlü bir şekilde kullanmak için kasıtlı olarak erteleme davranışı sergileyen, istenilen sürede görevlerini tamamlayan ve tatmin edici sonuçlar alan bireyleri “aktif ertelemeciler” olarak değerlendirirken, kararlarını zamanında yerine getirememeleri nedeniyle görevlerini son dakikaya kadar erteleyen geleneksel ertelemecileri ise “pasif ertelemeciler” olarak tanımlamışlardır. Erteleme davranışını isteyerek ortaya koyan bireyler görevlerini yerine getirirken davranışsal erteleme göstermezken, istemsiz yani pasif şekilde erteleme davranışı gösteren bireyler sorumluluklarını zamanında yerine getirememektedirler (Wessel, Bradley ve Hood, 2019). İstemsiz şekilde erteleme davranışı sergileyen bireyler, aktif ertelemeci bireylere kıyasla daha çok erteleme niyetine ve grup çalışmalarında daha az katkıda bulunma eğilimine sahiptirler (Chiu, Chen, Chang ve Chen, 2020). Bireylerin psikolojik iyi oluşları düzeyleri arttıkça aktif erteleme davranışlarında azalma gözlemlenirken, istemsiz erteleme düzeylerinde artış gözlenmektedir (Habelrih ve Hicks, 2015). Tüm bunların yanı sıra bireylerin pasif şekilde ortaya koydukları erteleme davranışları kadar aktif erteleme davranışları da karanlık kişilik özellikleriyle (makyavelizm, psikopati, narsisizm, sadizm) ilişkili bulunmuştur (Hughes ve Adhikari, 2021). İlgili alan yazının sunduğu bilgiler, erteleme davranışına dair bu ayrımı ele almayı mümkün hale getiren psikometrik ölçüm araçlarına duyulan gerekliliği beraberinde getirmektedir. Alanyazından süzülen tüm bu bilgiler, bireylerin

işlevsel bir amaç doğrultusunda başvurdukları erteleme ile istemsiz bir şekilde ortaya koydukları erteleme davranışının sonuçlarının farklılık gösterdiğini ortaya koymaktadır. Dolayısıyla, erteleme davranışını ele alan araştırmacılar, bu konuyu çalışırken sözü edilen farkı gözetken veri toplama araçlarına ihtiyaç duyacaklardır. Bireylerin erteleme davranışlarının işlevsel ve işlevsel olmayan boyutları arasında ayırım yapılmasına olanak sağlayan psikometrik ölçüm araçları, alanyazını zenginleştirecek çalışmaların oluşturulmasına imkân sağlayacaktır.

Fernie ve diğerleri (2017) geliştirdikleri İstemsiz Erteleme Ölçeği ile bireylerin istemsiz bir şekilde gerçekleştirdikleri erteleme davranışına odaklandıkları gibi yaptıkları ölçümlerle istemsiz ertelemenin güçlü bir psikopatoloji göstergesi olduğunu ortaya koymuşlardır. Alanyazın incelendiğinde erteleme davranışını farklı perspektiften değerlendiren ölçme araçlarının bulunmaması erteleme davranışını ölçmeye yönelik psikometrik ölçme araçlarının Türkçeye kazandırılmasının önem ve gerekliliğini ortaya koymaktadır. Yapılan çalışmalar göz önüne alındığında, erteleme davranışının doğasına farklı bir bakış açısıyla yaklaşım olması nedeniyle İEÖ'nün Türkçeye uyarlanması gerçekleştirilmek istenmiştir. Tüm bu ifadeler sonucunda bu araştırmanın amacı Fernie ve diğerleri (2017) tarafından meydana getirilen İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin geçerlik ve güvenirlik analizlerinin yapılarak Türk kültürüne uyarlanmasıdır. Ek olarak çalışmada İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin ölçüt geçerliğinin test edilmesi amacıyla genel erteleme, depresyon, anksiyete ve stres düzeyleri arasındaki ilişkiler incelenmek istenmektedir. Alanyazın incelendiğinde erteleme ile depresyon, anksiyete ve stres arasında pozitif yönde ilişkilerin olduğunu tespit eden araştırma bulgularına rastlanılmıştır (Beleau ve Cocorada, 2016; Constantin, English ve Mazmanian, 2018; Fernie ve arkadaşları, 2017; Kınık ve Odacı, 2021; Veresova, 2013). Ayrıca Fernie ve arkadaşları (2017) tarafından yürütülen çalışmada ise istemsiz erteleme ile genel erteleme ve genel anksiyete arasında pozitif yönde ilişkilerin olduğu görülmüştür. Sonuç olarak istemsiz erteleme ile benzer özellik olan genel erteleme değişkeni ve erteleme ile ilişkisi alanyazında tespit edilen depresyon, anksiyete ve stres değişkenleri ölçüt bağıntılı geçerlik çalışması kapsamında incelenecektir.

Yöntem

Araştırmanın Deseni

Bu çalışmada, İstemsiz Erteleme Ölçeği'ne yönelik geçerlik ve güvenirlik çalışmaları yapılmaktadır. Bu bağlamda bu çalışmanın deseni nicel araştırma yaklaşımlarından biri olan tarama modeline uygun olarak yürütülmüştür (Karasar, 2009; Leavy, 2017).

Evren ve Örneklem / Çalışma Grubu / Katılımcılar

Araştırmanın örneklemini 2017-2018 akademik yılında Bayburt ve Karadeniz Teknik Üniversitesi'nin eğitim fakültelerinde öğrenim gören toplam 889 üniversite öğrencisinden meydana gelmektedir. Araştırmanın dil eş geçerliği çalışması için İngilizce Öğretmenliği Programında öğrenim gören 20'si erkek (%38,5) ve 32'si kadın (%61,5) toplam 52 kişi araştırmaya dâhil edilmiştir. Ayrıca AFA'nın örneklemini 96 kadın (%53), 85 erkek (%47) ve yaş ortalamaları 20,96 (Ss= 1,63) olarak hesaplanan 181 lisans öğrencisinden meydana gelmektedir. Bunların yanı sıra DFA çalışmasının örnekleminde

ise 352 kadın (% 53.66), 304 erkek (% 46.34) ve yaş ortalamaları 21.28 (Ss = 1.65) olarak hesaplanan 656 lisans öğrencisi oluşturmuştur. İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin ölçüt bağıntılı geçerlik çalışması için 203'ü erkek (%46.1), 237'si kadın (%53.9) ve yaş ortalamaları 21.35 (Ss = 1.94) olarak hesaplanan toplam 440 öğrenciyle yürütülmüştür.

Veri Toplama Araçları

Kişisel Bilgi Formu (KBF) Araştırmada kullanılan form araştırmayı planlayan ve tamamlayan araştırmacıların hazırladıkları sorular ile meydana getirilmiştir. Formda katılımcıların cinsiyetleri, yaşları ve sınıf düzeyleri hakkında demografik bilgilerini almaya yönelik çeşitli sorulardan oluşmuştur.

İstemsiz Erteleme Ölçeği (İEÖ) Ölçek, Fernie ve diğerleri (2017) tarafından bireylerin istemsiz erteleme davranışlarını belirlemek amacıyla hazırlanmıştır. Ölçek dörtlü likert tipi 6 maddelik bir ölçme aracıdır. '1' kesinlikle katılmıyorum, '4' kesinlikle katılıyorum şeklinde derecelendirilmektedir. Ölçek faktör yapısını ortaya çıkarmak amacıyla yürütülen faktör analizi çalışması sonucunda tek faktörlü bir yapının ortaya çıktığı görülmüştür. Ölçeğin güvenirlik çalışmalarına yönelik yapılan analiz sonucunda iç tutarlık katsayısı= .89 şeklinde belirlenmiştir (Fernie ve diğerleri, 2017).

Genel Erteleme Ölçeği (GEÖ) Ölçek, 18 maddeden meydana gelen ve beşli Likert tipi bir ölçme aracıdır. Ölçek Çakıcı (2003) tarafından geliştirilmiştir. Ölçeğin geçerlik ve güvenirlik analizler sonrasında iç tutarlık katsayısının .91 olduğu tespit edilmiştir. Ölçeğin güvenirliğini belirlemek amacıyla yapılan bir diğer güvenirlik türü olan test tekrar test güvenirlik katsayısı ise .83 olarak hesaplanmıştır (Çakıcı, 2003).

Depresyon Anksiyete Stres Ölçeği (DASÖ) Ölçek, 42 madde depresyon, stres ve anksiyete olarak adlandırılan üç alt ölçekten meydana gelmektedir (Lovibond ve Lovibond, 1995). Dörtlü derecelendirmeye dayalı kendini değerlendirmeye yönelik bir ölçme aracı olan ölçek, Bilgel ve Bayram (2010) tarafından Türk kültürü üzerinde geçerlik ve güvenirlik analizleri yürütülmüştür. Ölçeğin güvenirlik analizleri sonucunda ise iç tutarlık katsayısı stres için .88 , anksiyete için .86 ve depresyon için .87 olarak tespit edilmiştir (Bilgel ve Bayram, 2010).

Veri Toplama Süreci

Bu çalışmada, öncelikle İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin Türkçeye uyarlama çalışmalarına başlamadan önce Fernie ve arkadaşlarından (2017) gereken izin alınmıştır. Ölçeğin Türkçeye çevrilmesi sürecinde, orijinal ölçek psikolojik danışmanlık ve rehberlik alanından üç uzman tarafından Türkçeye çevrilmiştir. Çevirilerin birbirinden ayrılan ve benzer noktaları dikkate alınarak araştırmacılar tarafından Türkçe form geliştirilmiştir. İngilizce öğretmenliği bölümü öğrencilerine oluşturulan Türkçe form ve ölçeğin orijinal formu iki hafta ara ile uygulanmıştır. Ölçeğin dil eş geçerliği çalışmalarının olumlu sonuçlar vermesi sonucunda ölçek geçerlik analizleri için hazır hale getirilmiştir. Daha sonrasında ölçek maddeleri ve kişisel bilgi formu ile birlikte AFA örnekleme formlar dağıtılmış ve beş dakikalık bir uygulama yapılmıştır. AFA sonuçları elde edildikten sonra ölçek DFA ve ölçüt bağıntılı geçerlik çalışması için belirlenen örnekleme uygulanmıştır. Bu aşamada hazırlanan formlar katılımcılar tarafından 15 dakikalık sürede tamamlanmıştır.

Veri Analizi

Bu aşamada ilk olarak İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin dil eş değerliğinin sağlanması için ölçeğin orijinal formu ile Türkçe formu arasındaki ilişkiye korelasyon analizi ile bakılmıştır. Daha sonra ölçeğin faktör yapısını ortaya çıkarmak amacıyla AFA ve belirlenen yapıyı doğrulamak amacıyla DFA analizleri yürütülmüştür. Bu aşamalar sağlandıktan sonra ölçeğin ölçüt bağıntılı geçerliğini değerlendirmek amacıyla belirlenen ölçekler ile ilişkisi korelasyon analizi ile incelenmiştir. Korelasyon analizinden elde edilen ilişki değerleri .10'dan küçük olmasının düşük düzey, .30 civarında olmasının orta düzey, .50 ve yukarıda olmasının da büyük düzeye işaret ettiği göz önüne alınarak değerlendirilmiştir (Cohen, 1988). Son olarak ölçekte bulunan maddelerin analizleri yapılmış ve ölçeğin güvenirligini değerlendirmek için iç tutarlık ve iki yarı güvenirlilik değerleri incelenmiştir. Araştırma kapsamında elde edilen verilerin analizinde Lisrel 8.71 ve SPSS 21.0 programlarından yararlanılmıştır.

Etik Konular

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin Türkçeye uyarlama çalışması kapsamında etik kurul izni alınmıştır. Ayrıca araştırmacılar araştırma hakkında detaylı bilgilerin olduğu bilgilendirilmiş onam formunu da bütün veri toplama süreçlerine dâhil etmişlerdir. Bu onam formunu içeren kutucuğu işaretleme yapan diğer bir ifade ile araştırmaya gönüllü katılım sağlamak isteyen öğrencilerle çalışma yürütülmüştür.

Bulgular

Bu bölümde İEÖ'nün geçerlik ve güvenirlilik çalışmaları doğrultusunda yürütülen dil geçerliği, AFA, DFA ve ölçüt bağıntılı geçerlik ve güvenirlilik çalışmalarının bulguları sırasıyla açıklanmıştır.

Dil Geçerliği

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin dil eş değerliğinin sağlanması için ölçeğin Türkçe formu ile İngilizce formu arasındaki ilişkiye bakılmıştır. Yapılan analiz sonucuna göre ölçeğin bu iki formları arasında bulunan korelasyon değerinin ($r = .77, p < .01$) olduğu görülmüştür. Analiz sonucunda elde edilen korelasyon bulgusunun yüksek düzeyde anlamlı ilişkiye işaret ettiği düşünüldüğünde (Cohen, 1988) ölçeğin formlarının eş değer olduğu ifade edilebilir.

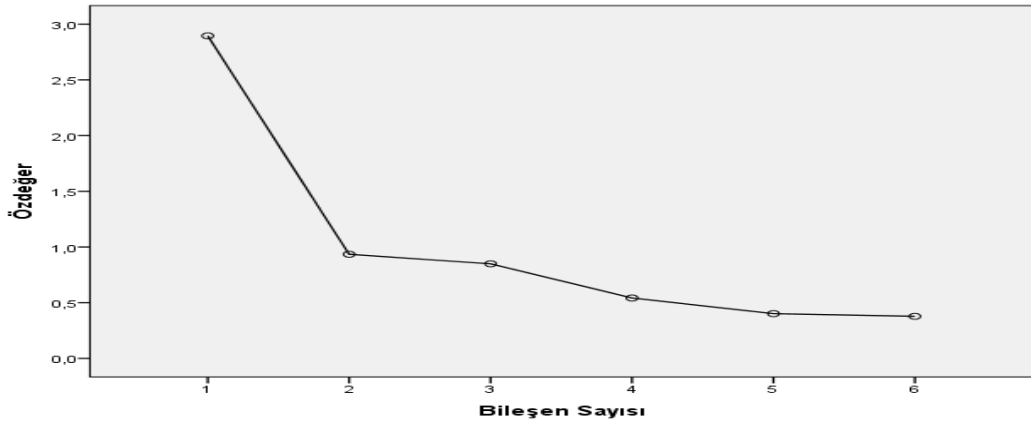
Yapı Geçerliği

Yapı geçerliğini test etmek için kullanılan tekniklerden birisi de faktör analizidir (Çokluk, Şekercioglu ve Büyüköztürk, 2014). Alanyazında faktör analizi için genel olarak AFA ve DFA yöntemlerinin kullanıldığı görülmektedir (Büyüköztürk, 2002; Çokluk, Şekercioglu ve Büyüköztürk, 2014). Bu bağlamda İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin yapı geçerliğini test etmek için hem AFA hem de DFA yapılmıştır.

Açımlayıcı faktör analizi

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin üniversite öğrencileri örneklemini üzerindeki yapısını tespit edebilmek amacıyla ilk olarak AFA yapılmıştır. Çeviri işlemi ve dilsel eşdeğerlik çalışmasının

bitiminden sonra AFA yapılması amacıyla 6 maddelik erteleme ölçeği öğrencilere uygulanmıştır. AFA'nın varsayımlarından çok değişkenli normalliğin tespit edilmesi için Bartlett Küresellik Testi incelenmiş (Çokluk ve diğerleri, 2014) ve İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin çok değişkenli normal dağılım sergilediği görülmüştür ($\chi^2=285,224$; $p < .001$). Ek olarak Kaise-Meyer-Olkin (KMO) değeri = .81 olarak bulunmuştur. Alanyazın incelendiğinde KMO değerinin .60'dan yüksek olması ve Bartlett Küresellik testi değerinin anlamlı olmasının halinde verilerin faktör analizi için uygun olduğunun vurgulandığı görülmektedir (Büyüköztürk, 2002; Field, 2013). Yapılan AFA sonucunda ölçekte bir değerinden büyük yalnızca bir özdeğer tespit edilmiştir. AFA kapsamında elde edilen ölçeğin yamaç-birikinti grafiği Şekil 1'de verilmiştir.



Şekil 1. Yamaç-birikinti grafiği

Grafikteki değişiklik incelendiğinde ölçekte genel bir faktörün olduğu anlaşılmaktadır (Büyüköztürk, 2002). AFA sonucunda ortaya çıkan tek faktörlü yapı toplam varyansın 48.246'ını açıklamıştır. Bu yapının öz değeri ise 2.895'dir. Yapılan analizler sonucunda İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin maddelerine ait faktör yük değerlerinin .37 ile .83 arasında değiştikleri görülmüştür. AFA sonunda ortaya çıkan bulgular Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1.

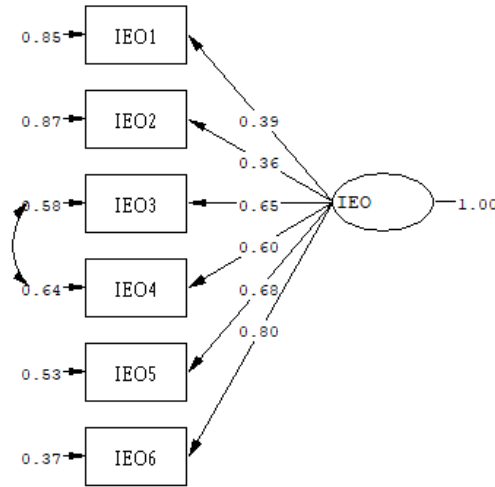
Madde faktör yük değerleri

Madde No	Maddeler	Madde Faktör Yükleri
1	Her ne kadar istesem de bana verilen görevlere nadiren hemen başlarım.	.50
2	Sıklıkla bir şeyleri yapmak istesem de bazen zaman bulamıyorum.	.37
3	Sıklıkla bir işe başlasam da genellikle bitirdiğim söylenemez.	.76
4	İşlerimi bitirmeye niyetlensem de bazen bunu gerçekleştiremiyorum.	.80
5	Genellikle bir işi bitirmek için veya bir karar almak için kendime tarih belirlesem de buna uyamıyorum.	.78
6	İşlerimi zamanında bitirmek istesem de, bunu nadiren gerçekleştirebiliyorum.	.83

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin açıklanan toplam varyans değerinin %48,25 olduğu tespit edilmiştir. Tek faktörlü bir ölçme aracının açıklanan varyans miktarının % 30 ve daha yüksek oranda bulunmasının genel olarak açıklanan varyans bakımından yeterli olduğuna işaret edildiği görülmektedir (Büyüköztürk, 2016).

Doğrulayıcı faktör analizi

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin üniversite öğrencileri örnekleme bulunan yapısının test etmek amacıyla DFA yürütülmüştür. DFA kapsamında çeşitli uyum indeksleri de incelenmiştir. Bu kapsamda uyum indekslerinden χ^2/df uyum iyiliği değeri için kabul edilebilir bir oran konusunda fikir birliği olmamasına rağmen, küçük örneklerde χ^2/df oranının üç ve daha düşük, büyük örneklerde ise beş ve daha düşük olması iyi düzeyde uyum olarak ifade edilmektedir (Tabachnick ve Fidell, 2014). NFI uyum iyiliği değeri için .90 ve .95 arası değerlerin kabul edilebilir, .95 ve yukarısı değerlerin ise mükemmel uyuma işaret ettiği görülmüştür (Schermele-Engel, Moosbrugger ve Müller, 2003). CFI uyum iyiliği değeri için .95 ile .97 arası değerlerin kabul edilebilir, .97 ve yukarısı değerlerin ise mükemmel uyumu gösterdiği vurgulanmıştır (Hu ve Bentler, 1999). SRMR ve RMSEA uyum iyiliği değerleri için ise farklı değerlendirmeler olmakla birlikte .08 ile .05 arasında değerlerin kabul edilebilir, .05 değerinden düşük olanların ise mükemmel uyuma işaret ettiği bildirilmektedir (Schermele-Engel, Moosbrugger ve Müller, 2003; Tabachnick ve Fidell, 2014). Yürütülen DFA sonucunda model uyumuna yönelik çeşitli modifikasyon önerilerinin olduğu tespit edilmiş ve bu doğrultuda madde dört ile madde üç arasında modifikasyon yapılmıştır. Elde edilen sonuçlar Şekil 2'de gösterilmiştir.



Chi-Square=34.52, df=8, P-value=0.00003, RMSEA=0.071

Şekil 2. İstemsiz Erteleme Ölçeği DFA sonuçları

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin faktör yapısını doğrulamak amacıyla yürütülen DFA sonucunda çeşitli uyum iyiliği değerleri hesaplanmıştır ($\chi^2= 34.52$, Sd= 8, $\chi^2/sd= 4.32$, CFI= .98, NFI= .97,

SRMR= .041, RMSEA=.071). Elde edilen uyum iyiliği değerleri incelendiğinde, χ^2/sd ve RMSEA değerlerinin kabul edilebilir uyumu, CFI, NFI ve SRMR değerlerinin ise mükemmel uyumu işaret ettiği görülmüştür. Elde edilen bulgularda yola çıkarak İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin faktör yapısının doğrulandığı ifade edilebilir. İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin DFA sonucunda maddelerin t değerlerinin 8.59 ile 20.75 arasında değiştikleri ve hesaplanan t değerlerinin $p < .01$ düzeyinde anlamlı oldukları görülmüştür (Jöreskog ve Sörbom, 1996).

Ölçüt Bağımlı Geçerlik, Madde Analizleri ve Güvenirlik

Ölçüt bağımlı geçerlik

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin ölçüt bağımlı geçerliği için Depresyon Anksiyete Stres Ölçeği ve Genel Erteleme Ölçeği arasındaki ilişkiler korelasyon analizi yardımıyla hesaplanmıştır. Değişkenlere ait normallik ve ilişkileri gösteren bulgular Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2.

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin ölçüt bağımlı geçerliğine ilişkin bulgular

Değişkenler	1	2	3	4	5
İstemsiz Erteleme	1				
Genel erteleme	.54**	1			
Depresyon	.26**	.31**	1		
Stres	.16**	.16**	.72**	1	
Anksiyete	.21**	.26**	.71**	.74**	1
Çarpıklık	.29	.15	.67	.29	.60
Basıklık	-.38	-.47	-.22	-.34	-.35

** $p < .01$

Tablo 2 incelendiğinde istemsiz erteleme ile stres ve anksiyete arasındaki ilişki düzeylerinin istatistiksel açıdan anlamlı ve düşük düzeylerde pozitif yönde oldukları tespit edilmiştir. Diğer taraftan istemsiz erteleme ile depresyon arasındaki ilişki düzeyinin ise istatistiksel açıdan anlamlı ve orta düzeyde pozitif yönde olduğu belirlenmiştir. Bu bulgulara ek olarak istemsiz erteleme ile genel erteleme arasındaki ilişki düzeyinin ise istatistiksel açıdan anlamlı ve yüksek düzeyde pozitif yönde olduğu hesaplanmıştır. Elde edilen bu sonuçlar İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin ölçüt bağımlı geçerliğinin sağlandığını göstermektedir.

Madde analizi ve güvenirlik çalışmaları

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nde bulunan maddelerin madde analiz işlemleri için madde-toplam test korelasyon değerleri hesaplanmıştır. Ayrıca ölçekten alınan puana göre üst %27'lik ve alt %27'lik gruplar arasında madde puanları açısından farklılaşma olup olmadığı da bağımsız gruplar için *t* testi ile hesaplanmıştır. Bu analizlere ek olarak ölçeğin güvenirliliğini tespit edebilmek amacıyla iç tutarlık katsayısı hesaplanmış ardından iki yarı test korelasyonu hesaplanmıştır (Field, 2013; Fraenkel, Wallen ve Hyun, 2015). İstemsiz Erteleme Ölçeği'nde bulunan maddeler için betimsel istatistikler,

madde-toplam korelasyon değerleri, alt ve üst gruplar arasındaki farklılaşmayı gösteren bağımsız gruplar için *t* testi sonuçları ölçeğin güvenilirlik katsayıları Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3.

Erteleme ölçeğinin maddelerine ait ortalama, standart sapma, madde toplam korelasyonları ve %27'lik alt-üst grup farkına ilişkin bağımsız gruplar için t testi değerleri

Madde No	\bar{X}	SS	Madde Toplam Korelasyonu(n=440)	<i>t</i> (Alt %27 Üst %27) (n1=n2=119)
1	2.36	.94	.78	6.38**
2	2.63	.86	.79	3.95**
3	1.64	.85	.72	6.72**
4	1.94	.86	.70	9.92**
5	2.11	.96	.71	8.47**
6	1.97	.91	.69	11.87**
Ölçeğin iç tutarlık katsayısı= .77				
İki yarı test korelasyonu= .73				

** *p* <.01

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin madde analizleri bulguları incelendiğinde, madde-toplam test korelasyon sonuçlarının ($r = .69$) ile ($r = .79$) aralığında buldukları görülmüştür. Bu değerlerin .30 ve daha yüksek düzeyde bulunmasının ölçek maddelerinin geçerli olduğu anlamına geldiğinin vurgulandığı alanyazında görülmüştür (Field, 2013). Ayrıca ölçek maddelerinin her birinin üst ve alt gruplar açısından karşılaştırılması sonucunda bu grupların madde puanları açısından bir farklılaştığı görülmüştür. Sonuç olarak ölçek maddelerinin erteleme özellikleri açısından bireyleri ayırt edebildiği, diğer bir ifade ile bireylerarası farklılıkları ortaya çıkarabildiği söylenebilir. Ölçeğin güvenilirliğinin tespit edilebilmesi amacıyla yürütülen analiz sonucunda iç tutarlık katsayısının .77 olduğu hesaplanmıştır. Bir diğer güvenilirlik analizi olan iki yarı test korelasyon değerinin de ($r = .73$) olduğu bulunmuştur. Alanyazın incelendiğinde güvenilirlik katsayısının genel olarak .70 veya daha yüksek düzeyde bulunmasının gerekliliğinden söz edilmiştir (Field, 2013). Bulgulara göre İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin güvenilirlik düzeyinin oldukça iyi olduğu ifade edilebilir (Field, 2013; Şencan, 2005).

Sonuç ve Tartışma

Mevcut çalışmada Fernie ve arkadaşları (2017) tarafından meydana getirilen İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin Türkçeye uyarlanması işlemleri yürütülmüştür. Bu kapsamda ilk olarak ölçeğin dilsel eşdeğerlik çalışması yapılmış ve ölçeğin orijinal formu ile Türkçeye çevirisi yapılan formu arasında yüksek düzeyde ilişki tespit edilmiştir. Ölçeğin yapı geçerliği kapsamında yapılan AFA sonucunda tek faktörlü bir yapı ortaya konmuş ve açıklanan toplam varyans 48.24 olarak tespit edilmiştir. Yürütülen AFA işlemleri sonucunda ölçeğin maddelerine ait faktör yük değerlerinin .37 ile .83 arasında bulunduğu görülmüştür. Orijinal ölçeğin madde faktör yük değerleri incelendiğinde ise bu değerlerin .61 ile

.76 arasında bulunduğu görülmüştür. Elde edilen bu sonuçların ölçeğin orijinal formunda bulunun sonuçlarla da benzerlik gösterdiği söylenebilir. Yapılan DFA analizi ile İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin ortaya çıkan faktör yapısının beliren yetişkinler üzerinde doğrulandığı belirlenmiştir. İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin ölçüt bağıntılı geçerli çalışmaları kapsamında ise, istemsiz erteleme, depresyon, stres ve anksiyete ile pozitif yönde anlamlı ilişkilerinin olduğu ortaya konmuştur. İlgili alanyazında çalışmanın sonuçlarıyla benzer bulgular sunan farklı araştırmalar bulunmaktadır (Beleau ve Cocorada, 2016; Constantin, English ve Mazmanian, 2018; Fernie ve arkadaşları, 2017; Kınık ve Odacı, 2021; Veresova, 2013). Bu çalışmalardan Fernie ve arkadaşları (2017) tarafından yürütülen çalışmada istemsiz erteleme artması sonucunda genel erteleme davranışlarının arttığı görülmüştür. Ayrıca aynı çalışmada istemsiz erteleme artmasıyla genel anksiyete düzeylerinin de arttığı görülmüştür. Bu sonuçlar araştırmanın sonuçlarıyla benzerlik göstermektedir.

İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin güvenilirlik çalışması sonuçları incelendiğinde ölçeğin iç tutarlık katsayısının .77 olduğu görülmüştür. Orijinal ölçeğin yedi maddeden oluşan ilk formunun güvenilirliği incelendiğinde ise .89 olduğu belirlenmiştir. İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin hem orijinal formunun hem de uyarlama çalışması sonucunda elde edilen Türkçe formunun güvenilirlik düzeylerinin de benzer oldukları ve ölçeğin iyi düzeyde güvenilirliğe sahip olduğu söylenebilir (Field, 2013; Şencan, 2005). Elde edilen geçerlik ve güvenilirlik sonuçlara bağlı olarak İstemsiz Erteleme Ölçeği erteleme ile ilgili araştırma yapmak isteyen araştırmacılar tarafından kullanılabilir ve geçerliğe sahip bir ölçüm aracı olduğu ifade edilebilir. Elde edilen bulguların yanı sıra çalışmanın bazı sınırlılıkları da mevcuttur. Bu sınırlılıklardan ilki çalışmanın örneklem grubudur. Bu bağlamda bu çalışma 889 Eğitim Fakültesi öğrencisi ile sınırlı kalmıştır. Diğer bir sınırlılık ise çalışmada ölçüt bağıntılı geçerlik analizi kapsamında kullanılan Depresyon Anksiyete Stres Ölçeği, Genel Erteleme Ölçeği ve İstemsiz Erteleme Ölçeği ile sınırlı oluşu gösterilebilir. İleriye dönük yapılacak psikometrik çalışmalarda farklı fakültelerde öğrenim gören üniversite öğrencilerini veya üniversite eğitimi dışında bulunan meslek kurslarına devam eden bireyleri de içine alabilecek örneklemelerde tekrarlanabilir. Aynı zamanda İstemsiz Erteleme Ölçeği'nin ölçüt geçerliğinin değerlendirilebilmesi amacıyla farklı veri toplama araçlarında da yararlanması önerilebilir. Bununla beraber, ileride erteleme özel bir alanı olan akademik erteleme ile istemsiz erteleme davranışının beraber ele alındığı çalışmalar yürütülebilir. Çalışmanın bir diğer sınırlılığı ise test-tekrar test analizlerinin yapılmamasıdır. Yapılacak çalışmalarda ölçeğin test-tekrar test güvenilirliğinin de incelenmesi önerilebilir. Son olarak bireylerin işlevsel olmayan erteleme davranışı sergiledikçe, sosyal ve akademik sorumluluklarını yerine getirememeye, başarısız olma gibi sebeplerle depresyon, anksiyete, stres yaşamalarının artacağı sonuç olarak da görev ve sorumluluklarına odaklanamama neticesinde erteleme eğilimlerinin artabileceği öngörülmektedir. Bu noktada yapılacak çalışmalarda erteleme davranışı ile bireylerin yaşam doyumları, akademik yaşam doyumları, akademik mükemmeliyetçilikleri ve bilinçli farkındalıkları arasındaki ilişkilerin incelenerek deneysel çalışmaların yapılması planlanabilir.

Etik Kurul İzni

Bu araştırma, Bayburt Üniversitesi Etik kurulunun 12/03/2021 tarihli ve 2021/52 sayılı kararı ile alınan izinle yürütülmüştür.

Kaynakça

- Aitken, M. E. (1982). *A personality profile of the college student procrastinator*. Unpublished Doctoral Dissertation, University of Pittsburgh.
- Baltacı, A. (2017). Sınıf öğretmenlerinin erteleme davranışı eğilimleri ve kişilik özellikleri arasındaki ilişkiler. *OPUS Uluslararası Toplum Araştırmaları Dergisi*, 7(12), 54-81.
- Beleaua, R. E., & Cocorada, E. (2016). Procrastination, stress and coping in students and employees. *Romanian Journal of Experimental Applied Psychology*, 7(1), 191-194.
- Bilgel, N. ve Bayram, N. (2009). Depresyon anksiyete stres ölçeğinin (DASS-42) Türkçeye uyarlanmış şeklinin psikometrik özellikleri. *Nöropsikiyatri Arşivi*, 47, 118-126.
- Burka, J.B., & Yuen, L.M. (2008). *Procrastination: Why you do it, what to do about it now*. Cambridge: Da Capo Press.
- Büyüköztürk, Ş. (2002). Faktör analizi: Temel kavramlar ve ölçek geliştirmede kullanımı. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 32(32), 470-483.
- Büyüköztürk, Ş. (2016). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı: İstatistik, araştırma deseni, SPSS uygulamaları ve yorum (22. baskı)*. Ankara: Pegem Akademi.
- Chiu, S. I., Chen, T. Y., Chang, T. L., & Chen, C. Y. (2020). Procrastination, dependence and social loafing: comparison in high/low task visibility between active/passive procrastinators. *International Journal of Psychiatry Research*, 3(2), 1-11
- Choi, J. N., & Moran, S. V. (2009). Why not procrastinate? Development and validation of a new active procrastination scale. *The Journal of Social Psychology*, 149(2), 195-212.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (2th ed.)*. Newyork: Lawrence Erlbaum Associates.
- Constantin, K., English, M. M., & Mazmanian, D. (2018). Anxiety, depression, and procrastination among students: Rumination plays a larger mediating role than worry. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 36(1), 15-27.
- Çakıcı, D. Ç. (2003). *Lise ve üniversite öğrencilerinde genel ve akademik erteleme davranışının incelenmesi*. Yayımlanmamış yüksek lisans tezi. Ankara Üniversitesi, Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G. ve Büyüköztürk, Ş. (2014). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve LISREL uygulamaları*. Ankara: Pegem Akademi.
- Doğan, T., Kürüm, A. ve Kazak, M. (2017). Kişilik özelliklerinin erteleme davranışını yordayıcılığı. *Başkent University Journal of Education*, 1(1), 1-8.
- Fernie, B. A., Bharucha, Z., Nikčević, A. V., & Spada, M. M. (2017). The Unintentional Procrastination Scale. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 35(2), 136-149.
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics. (4th)*. London: Sage Publications Ltd.
- Fraenkel, J. R., Wallen, N. E., & Hyun, H. H. (2015). *How to design and evaluate research in education (9th)*. New York: McGraw-Hill.
- Habelrih, E. A., & Hicks, R. E. (2015). Psychological well-being and its relationships with active and passive procrastination. *International Journal of Psychological Studies*, 7(3), 25-34.

- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Hughes, S., & Adhikari, J. (2021). Time wasters? Active procrastination and the Dark Tetrad. *Journal of Individual Differences*. Advance online publication. Doi. 10.1027/1614-0001/a000357
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide*. Scientific Software International: Chicago.
- Kalaycı, Ş. (2009). *SPSS uygulamalı çok değişkenli istatistik uygulamaları (4.Baskı)*. Ankara: Asil Yayınevi.
- Karasar, N. (2009). *Bilimsel araştırma yöntemi (20. Baskı)*. Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Kınık, Ö., & Odacı, H. (2020). Effects of dysfunctional attitudes and depression on academic procrastination: does self-esteem have a mediating role? *British Journal of Guidance & Counselling*, 1-13. doi:10.1080/03069.885.2020.1780564
- Lay, C. H. (1986). At last, my research article on procrastination. *Journal of Research in Personality*, 20, 477-495.
- Leavy, P. (2017). *Research design: Quantitative, qualitative, mixed methods, arts-based, and community-based participatory research approaches*. New York: Guilford Publications.
- Meier, A. (2021). Studying problems, not problematic usage: Do mobile checking habits increase procrastination and decrease well-being?. *Mobile Media & Communication*, <https://doi.org/10.1177/205.015.79211029326>
- Rozental, A., & Carlbiring, P. (2014). Understanding and treating procrastination: a review of a common self-regulatory failure. *Psychology*, 5(13), 1488-1502.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research*, 8(2), 23-74.
- Schouwenburg, H. C. (2004). Procrastination in academic settings: General introduction. In H. C. Schouwenburg, C. H. Lay, T. A. Pychyl, & J. R. Ferrari (Eds.), *Counseling the procrastinator in academic settings* (pp. 3-17). Washington, DC: American Psychological Association.
- Stöber, J., & Joormann, J. (2001). Worry, procrastination, and perfectionism: Differentiating amount of worry, pathological worry, anxiety, and depression. *Cognitive Therapy and Research*, 25(1), 49-60.
- Şencan, H. (2005). *Sosyal ve davranışsal ölçümlerde güvenilirlik ve geçerlilik (1. Baskı)*. Ankara: Seçkin Yayınları.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2014). *Using multivariate statistics. (6th)*. London: Pearson Education Limited.
- Uzun Ozer, B., O'Callaghan, J., Bokszczanin, A., Ederer, E., & Essau, C. (2014). Dynamic interplay of depression, perfectionism and self-regulation on procrastination. *British Journal of Guidance & Counselling*, 42(3), 309-319.
- Uzun Özer, B., Demir, A., & Ferrari, J.R. (2009). Exploring academic procrastination among Turkish students: Possible gender differences in prevalence and reasons. *The Journal of Social Psychology*, 149(2), 241-257.
- Uzun, B. ve Demir, A. (2015). Erteleme: Türleri, bileşenleri, demografik etkenler ve kültürel farklılıklar. *Ege Eğitim Dergisi*, 16(1), 106-121.
- Veresova, M. (2013). Procrastination, stress and coping among primary school teachers. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 106, 2131-2138.
- Wartberg, L., Thomasius, R., & Paschke, K. (2021). The relevance of emotion regulation, procrastination, and perceived stress for problematic social media use in a representative sample of children and adolescents. *Computers in Human Behavior*, 121, 106788. doi.10.1016/j.chb.2021.106788
- Wessel, J., Bradley, G. L., & Hood, M. (2019). Comparing effects of active and passive procrastination: A field study of behavioral delay. *Personality and Individual Differences*, 139, 152-157. Doi: 10.1016/j.paid.2018.11.020

Yang, Z. (2021). Does Procrastination Always Predict Lower Life Satisfaction? A Study on the Moderation Effect of Self-Regulation in China and the United Kingdom. *Frontiers in Psychology*, 12. doi: 10.3389/fpsyg.2021.690838.