

Egzersiz Erteleme Ölçeğinin Türkçe Versiyonunun Psikometrik Özellikleri

Psychometric Properties of the Turkish Version of the Procrastination in Exercise Scale

¹Elif KÖSE

ORCID No: 0000-0002-5490-3534

¹Abdullah KAYHAN

ORCID No: 0000-0002-6762-979X

¹Başak DİNÇER

ORCID No: 0009-0002-0885-0563

²Burcu KAYHAN

ORCID No: 0000-0002-8606-0033

¹Tennur YERLİSU LAPA

ORCID No: 0000-0002-8647-1473

¹Akdeniz Üniversitesi, Spor Bilimleri Fakültesi, Rekreasyon Bölümü, Antalya²Akdeniz Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Rekreasyon Anabilim Dalı, Antalya

Yazışma Adresi

Corresponding Address:

Prof. Dr. Tennur YERLİSU LAPA

Akdeniz Üniversitesi, Spor Bilimleri Fakültesi, Rekreasyon Bölümü

E-posta: tennur@akdeniz.edu.tr

Geliş Tarihi (Received): 25.10.2024

Kabul Tarihi (Accepted): 04.01.2025

ÖZ

Egzersiz erelenmesi obezite, kalp damar hastalıkları, kronik hastalıklar ve mental rahatsızlıklar gibi ciddi sağlık sorunlarına yol açabilmektedir. Literatürde geliştirilen ölçekler iş erteleme, akademik erteleme, karar vermeyi erteleme gibi konulara odaklanmasına rağmen egzersiz erteleme ile ilgili sınırlı sayıda ölçme aracı olduğu görülmektedir. Bu çalışmanın amacı, Kelly ve Walton tarafından geliştirilen Egzersiz Erteleme Ölçeğinin Türk kültüründe geçerliği ve güvenilirliğinin test edilmesidir. Üç aşamadan oluşan çalışmada Açıklayıcı Faktör Analizi için 406 katılımcıya ($Ort_{\gamma_05}=22\pm 2.85$); Doğrulayıcı Faktör Analizi için 395 ($Ort_{\gamma_05}=23.55\pm 6.64$) katılımcıya; ölçme değişmezliği için 1114 ($Ort_{\gamma_05}=32.92\pm 11.30$) katılımcıya ulaşılmıştır. Araştırmada veri toplama aracı olarak Karar Vermeyi Erteleme Eğilimi Ölçeği, Genel Erteleme Ölçeği ve Uluslararası Fiziksel Aktivite Anketi kullanılmıştır. Açıklayıcı Faktör Analizi ve Horn'un paralel analizi sonuçları Egzersiz Erteleme Ölçeğinin Türk kültüründe de tek faktörlü bir yapıya sahip olduğunu ve yapıyı %81.42 açıkladığını ortaya koymuştur. Ölçeğin Doğrulayıcı Faktör Analizi sonuçları ise $\chi^2/sd=4.07$; RMSEA (90%CI) =.089 (.033-.13); NFI=.99; NNFI=.98; CFI=.99; SRMR=.017 olarak yapı geçerliğinin sağlandığını göstermektedir. Bununla birlikte ölçme değişmezliği sonuçları yapısal ve metrik değişmezlik için ($\Delta CFI\leq .010$; $RMSEA\leq .015$; $\Delta SRMR\leq .030$) koşulların AVE ve CR değerleri ise ($AVE>.841$; $CR>.856$; $CR>AVE$) yakınsak geçerliğin sağlandığını göstermektedir. Eş zaman geçerliği için bakılan tüm ilişkiler anlamlıdır ($p=.000$). Çalışmanın test-tekrar test sonuçları .94; çalışmanın iç güvenilirliği ise .95 olarak hesaplanmıştır. Sonuç olarak kişilerin egzersiz erteleme davranışlarını ortaya koymak için kullanılan bu ölçme aracının geçerli ve güvenilir olduğu ifade edilebilir.

Anahtar Kelimeler: Egzersiz erteleme, Geçerlik, Güvenirlik, Ölçme değişmezliği

ABSTRACT

Exercise procrastination can lead to serious health issues such as obesity, cardiovascular diseases, chronic illnesses, and mental disorders. Although scales developed in the literature tend to focus on topics like work procrastination, academic procrastination, and decision-making procrastination, there are limited measurement tools specifically addressing exercise procrastination. This study aims to test the validity and reliability of The Procrastination in Exercise Scale, developed by Kelly and Walton, within the Turkish cultural context. The study consisted of three phases: Exploratory Factor Analysis was conducted with 406 participants ($Mean_{age}=22\pm 2.85$), Confirmatory Factor Analysis with 395 participants ($Mean_{age}=23.55\pm 6.64$), and measurement invariance analysis with 1114 participants ($Mean_{age}=32.92\pm 11.30$). The Decision-Making Procrastination Scale, the General Procrastination Scale, and the International Physical Activity Questionnaire were employed as data collection instruments. Exploratory Factor Analysis and Horn's parallel analysis indicated that the EPBS is a unidimensional construct within the Turkish culture, explaining 81.42% of the variance. Confirmatory Factor Analysis results demonstrated a good fit for the model with values of $\chi^2/df=4.07$, RMSEA (90% CI) =.089 (.033-.13), NFI=.99, NNFI=.98, CFI=.99, and SRMR=.017. Furthermore, measurement invariance results supported structural and metric invariance ($\Delta CFI\leq .010$, $RMSEA\leq .015$, $\Delta SRMR\leq .030$), and AVE and CR values ($AVE>.841$, $CR>.856$; $CR>AVE$) confirmed convergent validity. All correlations for concurrent validity were significant ($p=.000$). The test-retest reliability was calculated as .94, and internal consistency as .95. Consequently, the PIES is deemed a valid and reliable tool for assessing exercise procrastination behavior.

Keywords: Exercise procrastination, Validity, Reliability, Measurement invariance

GİRİŞ

Düzenli fiziksel aktivitenin (FA) sağlık üzerindeki olumlu etkileri, yapılan birçok çalışma ile net bir şekilde ortaya konmuştur (Codina ve diğ., 2020; WHO, 2010; Faulkner ve diğ., 2021; Marquez ve diğ.,2020). FA, özellikle kardiyovasküler hastalıklar, tip 2 diyabet ve belirli kanser türleri gibi kronik hastalıkların riskini azaltmaktadır (WHO, 2022). Bunun yanında, FA depresyon ve anksiyete semptomlarını azaltarak ruh sağlığını iyileştirir ve sağlıklı kilonun korunmasına katkıda bulunur (WHO, 2022; Beshears ve diğ., 2020). Ancak, bu faydalar yaygın olarak bilinse de birçok insan düzenli egzersiz alışkanlığı kazanmakta zorlanmaktadır. Dünya genelinde her dört yetişkinden birinin (1,4 milyar kişi) FA önerilerine uymadığı bilinmektedir (Guthold ve diğ., 2018). Ayrıca fiziksel hareketsizlik sonucu ortaya çıkan aşırı kilo ve obezite, bulaşıcı olmayan hastalıklar için dördüncü en yaygın risk faktörü olarak görülmektedir (WHO, 2022). Benzer şekilde fiziksel hareketsizliğin depresyon, anksiyete ve stres seviyelerini de artırdığı bilinmektedir (WHO, 2010). Türkiye'deki ulusal araştırmalar, obezitenin yaygınlığının Avrupa ortalamasının üzerinde ve Amerika Birleşik Devletleri ile benzer seviyelerde olduğunu ortaya koymaktadır (WHO, 2022). Sağlık Bakanlığı'nın "Sağlık İstatistikleri Yıllığı 2022" ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından yayımlanan "Türkiye Sağlık Araştırması 2022" sonuçlarına göre, Türkiye'de 15 yaş ve üzeri bireylerde obezite oranı %20,2 olarak tespit edilmiştir (Sağlık Bakanlığı, 2022; TÜİK, 2022). Bu durum Türkiye'de obezitenin toplum sağlığı üzerinde önemli bir yük oluşturduğunu ve kapsamlı müdahalelere ihtiyaç duyulduğunu göstermektedir. Dolayısıyla fiziksel hareketsizlik, yarattığı olumsuz sağlık etkileri nedeniyle önemli bir halk sağlığı sorunu olarak kabul edilebilir. Fiziksel hareketsizliğin bireyler üzerindeki bu olumsuz etkilerine rağmen, kişilerin egzersiz yapmayı neden ertelediklerine ya da egzersiz erteleme davranışlarına (EED) ilişkin yapılan çalışmaların oldukça sınırlı olduğu gözlemlenmiştir (Hagbin ve Pychyl, 2016; Kelly ve Walton, 2021).

Erteleme, bireylerin olumsuz sonuçlarını bilmelerine rağmen yapmaları gereken görevleri isteyerek geciktirme eğiliminde olmalarıdır (Steel, 2007). FA'ye yönelik erteleme ise, bireylerin egzersiz yapma niyetlerine rağmen bu niyetlerini sürekli ertelemeleri veya hiç gerçekleştirmemeleridir (Kelly ve Walton, 2021). Bu tür bir erteleme, FA'nin düzenli hale getirilmesi için gerekli olan öz-düzenleme becerilerinin yetersizliğinden kaynaklanabilir (Mann ve diğ., 2013). Ayrıca, düşük öz-yeterlik, motivasyon eksikliği, zamanı iyi yönetememe ve olumsuz beden algısı da EED'nin başlıca nedenleri arasında yer alır ve bu durum, bireylerin egzersizi sürekli ertelemesine yol açabilir (Gustavson ve diğ., 2014; Sirois ve Pychyl, 2013). Özellikle yoğun FA'nin başlangıcında hissedilen rahatsızlık, yorgunluk veya sıkılma gibi durumlar EED'nin tetikleyen önemli faktörlerdir (Jung ve diğ., 2014).

EED ile ilişkili olduğu düşünülen faktörler literatürde çalışılan konulardan olmasına rağmen, EED'ni ölçmeye yönelik araçlar oldukça sınırlıdır. Daha önceki araştırmalar çoğunlukla genel erteleme davranışı (Berk ve diğ., 2021; Lina ve diğ., 2023), akademik erteleme davranışı (Rad ve diğ., 2023; Salguero-Pazos ve Reyes-de-Cózar, 2023), iş ertelemesi (Abbas ve Al Hasnawia, 2020) ve yatma vaktini erteleme (Kamphorst ve diğ., 2018) üzerine odaklanmıştır. FA'ye dayalı erteleme davranışlarının değerlendirilmesinde ise çoğunlukla genel erteleme ölçekleri kullanılmıştır (Codina ve diğ., 2020; Zhang ve diğ., 2024; Zhao ve Kou, 2024). Bu ölçekler genellikle bireylerin genel anlamda zaman yönetimi, görev tamamlama, karar alma ve hedeflere ulaşma gibi süreçlerdeki erteleme eğilimlerini değerlendirmektedir. Ancak, genel erteleme ölçekleri egzersize özgü bilişsel, duygusal ve motivasyonel süreçleri yeterince değerlendiremeyebilir. Özellikle FA'ye ilişkin erteleme davranışının, egzersiz yapmaya yönelik algılanan zorluklar (Zhang ve diğ., 2024a), içsel ve dışsal motivasyon düzeyleri (Zhang ve diğ., 2024b), fiziksel yeterlilik inancı (Zhuan ve diğ., 2024) gibi özgün faktörlerden etkilenebileceği göz önüne alındığında, alan içi bir ölçme aracına ihtiyaç olduğu açıktır. Ancak, genel erteleme ölçekleri egzersize özgü bilişsel, duygusal ve motivasyonel süreçleri yeterince değerlendiremeyebilir. EED'nin objektif ve doğru

bir şekilde ölçülmesi, bu alanda etkili müdahalelerin ve hedeflenen stratejilerin geliştirilmesine katkı sağlayacaktır. Bildiğimiz kadarıyla bu çalışma, EED'nin Türkçe versiyonunun psikometrik özelliklerini değerlendiren ilk ölçme aracıdır. Dolayısıyla bu tarz bir ölçüm aracının kültürümüzde de EED'nin değerlendirilmesi açısından faydalı olacağı düşünülmektedir. Bu bağlamda bu çalışmanın amacı, Kelly ve Walton'un (2021) geliştirdiği "The Procrastination in Exercise Scale (PIES)" ölçeğini Türk diline ve kültürüne uyarlayarak geçerlik ve güvenilirliğini test etmektir. Mevcut çalışma, egzersiz alışkanlıklarını ve erteleme davranışlarını inceleyen araştırmacılar için önemli bir kaynak sunmaktadır.

Literatür İncelemesi: Erteleme davranışı, davranışsal, bilişsel ve duygusal bileşenlerden kaynaklanmaktadır. Davranışsal bileşenlere odaklanan çalışmalar, bireylerin bir görevden kaçınarak başka bir aktiviteye yönelme nedenlerini (Rothblum ve diğ., 1986) ve bu davranışın sıklığını ve miktarını incelemektedir (Moon ve Illingworth, 2005; Tice ve Baumeister, 1997). Bilişsel bileşenlerle ilgili araştırmalar, bireylerin ertelemenin olumsuz sonuçlarını bilmelerine rağmen bu davranışı sürdürme kararını ele alır (Karas ve Spada, 2009). Bu bileşenler; özdenetim eksikliği (Job ve diğ., 2015), aşırı iyimserlik (Weinstein, 1980), mükemmeliyetçilik ve nevroitiklik (Buras ve Cretu, 2021) gibi özelliklerle ilişkilendirilmiştir. Ertelemenin duygusal boyutu ise bir görevi başlatma ya da tamamlama konusunda yaşanan sıkıntılarla ilgilidir ve bu boyut kaygı, motivasyon eksikliği ve zaman yönetimi yetersizliği gibi faktörlerle ilişkilendirilmiştir (Ferrari ve Tice, 2000; Tuckman, 1991).

Literatürde, erteleme davranışı bazen bir alışkanlık (Ellis ve Knaus, 1979), bazen de bir kişilik özelliği olarak görülmüştür (Ferrari, 1991; Lay, 1986). Bu bağlamda, erteleme davranışının bireysel farklılıklar (örneğin kişilik özellikleri) ve durumsal faktörlerle (akademik ya da iş hayatındaki zorluklar) ilişkisi araştırılmıştır (Ferrari ve Emmons, 1995; Lay, 1986). Güncel çalışmalar, öz-düzenleme (Chen ve diğ., 2023; Gökalp ve diğ., 2023), zaman yönetimi yetersizliği (Hailikari ve diğ., 2021) ve düşük öz güven (Yang ve diğ., 2023), nevroitiklik (Lee ve diğ., 2006), iyimser düşünce (Karademir, 2023) ve kararsızlık (Tibbett ve Ferrari, 2019) gibi faktörlerin erteleme davranışı üzerindeki etkilerini incelemiştir. Meng ve diğerleri (2024) tarafından yapılan bir meta-analiz, erteleme davranışının, geleneksel beş büyük kişilik özelliklerinden vicdanlılık, duygusal denge ve dışadönüklük ile negatif; Karanlık üçlü özelliklerinden Machiavellianism ve psikopati ile pozitif ilişkili olduğunu ortaya koymuştur. Özellikle, duygusal denge ve psikopati gibi özelliklerin erteleme davranışı üzerindeki etkilerinin belirleyici olduğu vurgulanmıştır. Ayrıca, erteleme davranışı, niyet-eylem boşluğu (Kühnel ve diğ., 2023), stres (Sirois, 2023) ve sosyal destek (Sirois ve Biskas, 2024) bağlamında da ele alınmıştır. Farkındalık düzeyi, kaygı durumu (Gautam ve diğ., 2023) ve rasyonel/irrasyonel inançlar (Balkıs ve Duru, 2022) erteleme davranışı ile ilişkilendirilmiştir. Erteleme davranışının yalnızca psikolojik değil, aynı zamanda fiziksel sağlık üzerinde de önemli etkileri olduğu bilinmektedir. Ayrıca, sağlıklı yaşam alışkanlıklarının (sağlıklı beslenme, düzenli egzersiz rutini) ertelenmesi, kalp hastalıkları, diyabet, kilo kontrolünün sağlanamaması ve iskelet sistemi rahatsızlıkları gibi pek çok sağlık sorunlarına neden olduğu belirtilmiştir (Johansson ve diğ., 2023; WHO, 2022). Dolayısıyla, EED'na yönelik ölçme araçlarının geliştirilmesi ve EED ile ilişkili faktörlerin incelenmesi, egzersiz alışkanlıklarını iyileştirme ve daha sağlıklı yaşam tarzlarını benimsemeye dolaylı katkılar sunabilir. Bu katkılar, bireylerin egzersiz davranışlarına ilişkin kapsamlı analizlerin yapılmasına zemin hazırlayacaktır. Bunun yanı sıra, elde edilen bulgular ışığında, kanıta dayalı müdahale programlarının tasarlanması ve uygulanması mümkün hale gelebilir. Son olarak, bu tür çalışmalar, sağlık politikalarının oluşturulmasında bilimsel veri sağlayarak daha etkin ve sürdürülebilir stratejilerin geliştirilmesine katkıda bulunabilir.

YÖNTEM

Araştırma Modeli: Bu çalışmanın dayandığı bilimsel paradigma, yapısalcı/işlevselci paradigmadır (Günbayi ve Sorm, 2018). İşlevselci paradigma daha önce tepeden değiştirilmiş devrimsel bir hareketin uzun süre sürdürülebilmesi için uyum gerektiğine, bununla birlikte bu hareketin dengeli bir şekilde tepeden kontrol edilmesi gerektiğine inanmaktadır (Burrell ve Morgan, 1979). İşlevselci paradigma birçok disiplinde olduğu gibi spor bilimleri araştırmalarına da yön veren önemli paradigmalardan biridir (Köse ve diğ., 2021). Bu çalışmanın çözümlenmesi ve faktör yapısının ortaya konması amacıyla düzeyine göre betimsel bir çalışmadır ve tarama modeli olarak tasarlanmıştır (Büyükoztürk ve diğ., 2014).

Katılımcılar ve Prosedür: Egzersiz Erteleme Ölçeği (EEÖ)'nin yapı geçerliği için ampirik kanıt elde etmek amacıyla veriler toplanmıştır. AFA için Akdeniz Üniversitesinde öğrenim gören 30.501 öğrenci içerisinde, seçkisiz örnekleme yöntemlerinden tabakalı örnekleme tekniği ile belirlenen üniversite öğrencileri bulunmaktadır. Tabakalı örnekleme tekniği, örnekleme hatasının azaltılması ve evrenin temsiliyetinin artırılması amacıyla kullanılmaktadır (Kılıç, 2013) Tabaka katsayısına göre 13 fakülteden 406 gözlem seti toplanmıştır. Öğrencilerin yaş ortalaması 22 ± 2.85 olup 219 kadın 187 erkek bireyden oluşmaktadır. Veriler 2024 Ocak-Nisan ayları arasında yüz yüze toplanmıştır. Doğrulamalı Faktör Analizi (DFA) ve ölçme değişmezliği için ikinci ve üçüncü veriler 2024 Nisan – Ekim arası çevrimiçi formlar aracılığı ile yetişkin bireylerden toplanmıştır. DFA verileri Türkiye genelinde bulunan 7 bölgeden toplam 395 (149 kadın 246 erkek) kişiden oluşmakta ve kişilerin yaş ortalaması 23.55 ± 6.64 olarak hesaplanmıştır. Ölçme değişmezliği için toplam 1114 veriye ulaşılmıştır. Katılımcılar 573 kadın 541 erkekten oluşmaktadır ve katılımcıların yaş ortalamaları 32.92 ± 11.30 olarak hesaplanmıştır. Tüm katılımcılar, katılım öncesi bilgilendirilmiş ve gönüllü onamları alınmıştır.

Veri Toplama Araçları:

Egzersiz erteleme ölçeği (EEÖ): Kelly ve Walton (2021) tarafından geliştirilen EEÖ (The Procrastination in Exercise Scale) bireylerin egzersiz yapma davranışlarını ertelemelerini ölçmek amacıyla 1 (kesinlikle katılmıyorum) ile 5 (kesinlikle katılıyorum) arasında derecelendirilen ve 6 maddeden oluşan Likert tipinde bir ölçektir. Yüksek puanlar, kişinin egzersiz yapmayı erteleme eğiliminin yüksek olduğunu göstermektedir. Ölçeğin orijinalinde iç tutarlılık katsayısı .94 olarak hesaplanmıştır ve ölçek, FA ve egzersiz davranışlarını anlamak için kullanılabilir güvenilir bir araç olarak tanımlanmıştır (Kelly ve Walton, 2021).

Karar vermeyi erteleme eğilimi ölçeği (KVEEÖ): Mann ve diğerleri (1997) tarafından geliştirilen KVEEÖ, Balkıs (2006) tarafından Türk kültürüne uyarlanmıştır. Ölçek, başlangıçta çatışmayla başa çıkma davranışları ölçeğinin bir alt ölçeği olarak, bireylerin karar verme sürecindeki erteleme eğilimlerini ölçmek amacıyla geliştirilmiş ve 5 maddeden oluşmaktadır. Likert tipi bir ölçek olan KVEEÖ, 1 (yanlış) ile 5 (doğru) arasında derecelendirilmekte olup, yüksek puanlar daha yüksek erteleme eğilimini göstermektedir. Ölçeğin iç tutarlılık katsayısı ise .80 olarak hesaplanmıştır.

Genel erteleme ölçeği (GEÖ-9): GEÖ-9, Sirois ve diğerleri (2019) tarafından geliştirilmiş ve Türk kültürüne Gökçalp ve diğerleri (2023) tarafından uyarlanmıştır. Bireylerin genel erteleme davranışlarını değerlendiren ölçek 9 maddeden oluşmakta ve 1 (kesinlikle katılmıyorum) ile 5 (kesinlikle katılıyorum) arasında derecelendirilen Likert tipinde bir ölçektir. Bireylerin ölçek puanlarından aldığı yüksek puanlar yüksek bir erteleme düzeyi olduğunu göstermektedir. Ölçeğe ilişkin iç tutarlılık katsayısı .87 olarak hesaplanmıştır.

Uluslararası fiziksel aktivite anketi (UFAA): İlk pilot çalışması 1998-1999 yıllarında FA düzeylerinin uluslararası karşılaştırmalarını yapabilmek amacıyla dört kısa ve dört uzun form olarak geliştirilmiştir (IPAQ Research Committee, 2005). Türk kültürüne uyarlaması, geçerlik ve güvenirlik çalışması Öztürk (2005) tarafından

gerçekleştirilmiştir. UFAA, bireylerin 7 gün içindeki FA düzeyleri değerlendirmekte ve kişinin şiddetli, orta şiddetli ve hafif şiddetli aktivitelerde harcadığı zamana ilişkin sorular sorarak MET-dakika skorunu hesaplamaktadır. Bu değerler aracılığı ile kişilerin günlük ve haftalık FA seviyesi hesaplanmaktadır. MET skorları kişilerin (1.5 Oturma, 3.3 yürüme, 4.0 orta şiddetli FA ve 8.0 yüksek şiddetli) FA düzeylerini göstermektedir. Bu sürekli skorlar aracılığı ile veriler sınıflandırılabilir. Bu çalışmada UFAA'nın kısa formu kullanılmış olup anketin kısa formu dört faktörde toplanmıştır. Test-tekrar test güvenilirlik katsayısı kısa form için $r=.69$, olarak hesaplanmıştır. Kriter geçerliliği ise kısa formda $r=.30$ olarak bulunmuştur. Bu, UFAA'nın güvenilir ve geçerli bir FA değerlendirme aracı olduğunu göstermektedir.

İşlem Yolu: Ölçek uyarlama sürecinde (Hambleton ve Patsula, 1999) tarafından önerilen adımlar takip edilmiştir:

1. Ölçülmesi amaçlanan kavramın uyarlanan kültürde olup olmadığı belirlenmiştir.
2. Ölçek uyarlama çalışmasının mı yoksa ölçek geliştirme çalışmasının mı uygun olduğuna karar verilmiştir.
3. İçlerinde ölçme değerlendirme uzmanının da bulunduğu hem her iki dile hem de kültüre sahip uzmanlardan oluşan bir grup belirlenmiş ve ölçeğin yönerge ve el kitabı da dahil olmak üzere ölçeğin geliştirildiği orijinal dilden Türkçeye çevrilmiştir.
4. Türkçeye çevrildikten sonra ilgili maddeler tekrar gözden geçirilmiş ve düzeltilmiştir. Bu aşamada Türkçeden İngilizceye yeniden çevrilen ölçek orijinal dildeki ifadesi ile karşılaştırılmıştır.
5. Testin orijinal formu ile Türk kültürüne uyarlanan formun dilsel eş değerliğini test etmek için her iki dili de iyi bilen 24 kişiye 2 hafta ara ile formun önce İngilizcesi daha sonra Türkçesi uygulanmış ve iki ölçüm arasındaki ilişkiye bakılmıştır. İki ölçüm arasındaki Pearson korelasyon kat sayısı .94 olarak hesaplanmıştır. Bu durum ölçme aracının kararlı olduğu şeklinde yorumlanabilir.
6. Ölçek, uyarlama sürecinde orijinal ölçeğin uygulandığı benzer bir gruba uygulanarak elde edilen verilerin faktör analizi yapılmış ve elde edilen faktör analiz sonuçları, orijinal ölçeğin faktör analizi ile karşılaştırılmıştır.
7. Uyarlanmış ölçeğe ilişkin diğer geçerlik ve güvenilirlik analizinin sonuçları hesaplanmıştır.

Bununla birlikte EEÖ'nün Türk kültürüne uygunluğu çalışılmış, ölçme aracında yer alan 6 ölçek maddesi 8 uzmana gönderilerek uzmanlardan maddelerin Türk diline ve Türk kültürüne uygun olup olmadığının değerlendirilmesi istenmiştir. Kültürel geçerlik, Lawshe (1975) tekniği ile incelenmiştir (Lawshe, 1975). Çalışmada uzman sayısının 8 olması nedeniyle kapsam geçerlik indeksi (CVR) .75 olarak hesaplanmıştır (Ayre ve Scally, 2014). Ölçeğin Türk kültürüne uygunluğunu değerlendirmek amacıyla hesaplanan CVR değeri .75 ile 1 arasında değişmektedir. Bu durum ölçek maddelerinin hem Türk kültürü hem de Türk diline uygun olduğunu göstermektedir.

Veri Analizi: Bu çalışmada verilerin analizi iki aşamadan oluşmaktadır. Bu aşamalardan ilki ölçme aracının geçerliğini sınamak için yapılan analizlerden, ikincisi ise ölçme aracının güvenilirliğine ilişkin ampirik kanıtlardan oluşmaktadır. Ölçme aracının yapı geçerliğini sınamak amacıyla, AFA, DFA ve ölçme değişmezliği yapılmıştır. AFA ve DFA ile ölçme değişmezliği için ayrı ayrı toplanan verilerde öncelikle kayıp veriler incelenmiş, eksik ve hatalı olduğu değerlendirilen veriler analizlerden çıkarılmıştır. Tüm analizler tam veri matrisi kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Çok değişkenli istatistiklerin temel sayıltılarından biri olan örneklem büyüklüğü değerlendirilmiştir. Öncelikli olarak örneklem büyüklüğünün $n>300$ olması birçok kaynağa göre örneklem büyüklüğünün yeterli olduğu şeklinde yorumlanmıştır (Tabachnick ve diğ., 2013). Tek değişkenli normallik, basıklık ve çarpıklık katsayılarının -1.5 ile +1.5 arasında olduğu, çok değişkenli normallik dağılımı için de saçılım diyagramlarının elips şeklinde olduğu belirlenmiştir. Bu durum tek değişkenli ve çok değişkenli normallik varsayımının sağlandığına işaret etmektedir. Çoklu bağlantı

problemi için VIF (<5) ve CI (<30) değerlerinin belirlenen kesme değeri altında olduğu tespit edilmiştir (Alpar, 2017). Son olarak Durbin-Watson istatistiğine bakılmıştır. Durbin-Watson değerinin 2'ye yakın olması hataların birbirinden bağımsız olduğu şeklinde yorumlanmaktadır (Alpar, 2017). AFA, EEÖ'nin orijinal formundaki tek faktörlü yapısının Türk kültüründe de benzer bir yapıya sahip olup olmadığını sınamak amacıyla yapılmıştır. İlk yapılan AFA için uç değerleri tespit etmek amacıyla uç değerleri tespit edilmesi için Mahlonobis ve Cooks uzaklığı ile Leverage değerleri ölçüt olarak alınmış ve uç değeri olduğu tespit edilen 29 kişi analiz dışında bırakılmış, AFA 375 kişi ile yapılmıştır. DFA için ise çok değişkenli uç değeri olduğu tespit edilen 7 kişi analiz dışı bırakılmış ve analiz 388 kişi ile tamamlanmıştır.

Faktör analizi değerlendirilmeden önce Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) katsayısı ve Barlett küresellik (sphericity) testi ve korelasyon matrisi incelenmiştir. KMO değerinin .8 ile 1.0 arasında olması örneklemin yeterli olduğunu gösterir (Tabachnick ve diğ., 2013). AFA yapılırken uyarılmanın yapıldığı çalışma göz önünde bulundurularak faktörleşme tekniklerinden temel bileşenler analizi (principal component) (Tabachnick ve diğ., 2013) kullanılmıştır. AFA bulgularını desteklemek için subjektif bir gösterge olan yamaç birikinti grafiği yerine objektif bir şekilde faktör yapısına karar vermek için Horn'un paralel analizi kullanılmıştır (DeVellis ve Thorpe, 2021).

Son olarak, ölçme aracının karşılaştırılacak gruplarda aynı yapıya sahip olup olmadığını, faktörler arası korelasyonların, faktör hata varyanslarının ve maddelere ilişkin faktör yüklerinin benzerliğini test etmek amacıyla ölçme değişmezliği analizi yapılmıştır. Meredith (1993)'e göre ölçüm değişmezliği dört aşamalı bir süreçtir. Hiçbir kısıtlamanın getirilmediği modelden başlar ve en kısıtlı modele kadar parametrelerin gruplar arasındaki denkliliği incelenir ve bu süreç aşamalı olarak devam eder. Yapısal değişmezlik ölçme değişmezliğinin ilk aşamasıdır. Bu aşamada modele herhangi bir sınırlama getirilmez (Horn ve diğ., 1983). Yapısal değişmezlik, modele ilişkin yapının gruplarda aynı olduğu hipotezine dayanmaktadır. Metrik değişmezlik, yapısal değişmezliğin sağlanmasından sonra geçilen ikinci aşamadır. Metrik değişmezlik, alt grupların ölçek maddelerini aynı şekilde algıladığı hipotezine dayanmaktadır (Steenkamp ve Baumgartner, 1998). Skalar değişmezlik, ölçme değişmezliğinin üçüncü aşamasıdır ve bu aşamada skalar değişmezliğin sağlanması, maddelere dayalı gruplar arası farklılıkların bağlama göre değişmediği hipotezine dayanmaktadır (Chen ve diğ., 2005). Katı değişmezlik, ölçme değişmezliğinin son aşamasıdır ve bir ölçme aracında bulunan maddelere ilişkin hata terimlerinin bir başka deyişle özgül varyansların gruplar arasında değişmez olduğu hipotezine dayanır (Meredith, 1993).

Örneklem büyüklüğünün 300'den fazla olması nedeniyle değişmezlik için yapılan analizde $\Delta CFI \leq .010$; $\Delta RMSEA \leq .015$; $\Delta SRMR \leq .030$ kriterleri kullanılmıştır (Chen, 2007). Çalışmada yakınsak geçerlik kanıtları sunmak için $AVE > .05$, $CR > .70$ ve $CR > AVE$ koşulları incelenmiştir. Eş zamanlı geçerlik için Pearson korelasyon katsayısı, iç güvenilirlik için ise Cronbach Alfa katsayıları hesaplanmıştır. Verilerin analizleri için SPSS Statistics Base v23 ve LISREL programlarından yararlanılmıştır.

BULGULAR

AFA Sonuçları: Faktör analizi değerlendirilmeden önce KMO katsayısı ve Barlett küresellik (sphericity) testi ve Anti-image korelasyon matrisi incelenmiştir. KMO değerinin kabul edilebilir alt (.70) değeri üzerinde olduğu tespit edildikten sonra analize devam edilmiştir (Tabachnick ve diğ., 2013). Bartlett testi sonucu değerlendirilmiş ve manidar çıkması nedeniyle çok değişkenli normalliğin sağlandığı belirlenmiştir. Son olarak anti-image korelasyon matrisi değerlendirilmiş ve matris köşegeninde yer alan MSA değerlerinin .50'den büyük olduğu saptanmıştır (Can, 2018). AFA'nin gerçekleştirilmesi için tüm koşulların sağlanması ile AFA analizine geçilmiştir. AFA'ne ilişkin bulgular Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1*EEÖ'ne İlişkin AFA ve Cronbach Alfa Sonuçları*

Faktörler	Madde No	Faktör Ağırlıkları	Faktör Açıklayıcıları	Cronbach Alfa
Tek	M1	.91	81.42	.95
	M2	.88		
	M3	.91		
	M4	.87		
	M5	.91		
	M6	.90		
KMO Ölçek Güvenirliği				.92
Bartlett Küresellik Testi Ki Kare:				2292.39
Sd:				15
p:				.000

Horn'un paralel analizi, gerçek verilerden elde edilen özdeğer ile simülatif olarak üretilmiş verilerden elde edilen değerleri karşılaştırır. Gerçek veriler aracılığı ile hesaplanan öz değerler, üretilen veriden gelen öz değerlerden büyük olduğu noktada faktör yapısının boyut sayısına karar verilmiştir (Ledesma ve Valero-Mora, 2007). Horn'un analiz sonuçları, EEÖ'nin Türk kültüründe de tek faktörlü bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. AFA sonuçlarına göre tek bir faktör altında toplanan maddelerin faktör yükleri .87 ile .91 arasındadır. Faktör yüklerinin belirlenen ölçütün üzerinde olması "ölçmeye konu olan özellik açısından ve yapının uygunluğu açısından yeterlidir" şeklinde yorumlanabilir. Tablo 2'de Horn'un paralel analiz sonuçları verilmiştir.

Tablo 2*Horn'un Paralel Analizi Sonuçları*

Faktör	Gerçek Özdeğer	Üretilen Özdeğer (99 yüzdellik)	Faktör	Gerçek Özdeğer	Üretilen Özdeğer (99 yüzdellik)
1	1.172548	1.239524	6	.968117	1.003281
2	1.090435	1.140091	7	.907880	.949402
3	1.024488	1.064868	8	.836532	.889299

DFA Sonuçları: Bireylerin EEÖ'nin yapı geçerliğine ilişkin bir diğer kanıt DFA sonuçlarıdır. DFA sonuçlarına göre test edilen modelin standart değerleri Tablo 3'te ortaya konulmuştur. Ölçeğin standartlaştırılmış değerleri .74 ile .91 arasında değişmekte olup tüm t değerlerinin anlamlı olduğu görülmektedir. Yakınsak geçerlik kanıtı olarak CR ve AVE değerleri incelendiğinde ise $AVE > .84$, $CR > .85$ ve $CR > AVE$ koşulunun sağlandığı görülmektedir (Hair ve diğ., 2009).

Tablo 3*DFA Analizine İlişkin Faktör Yükleri, CR ve AVE Değerleri*

Maddeler	Faktör Yükleri	CR	AVE
1. Egzersizi bir sonraki güne erteleme eğilimindeyim	.89		
2. Egzersiz yapmam gereken zamanlarda daha eğlenceli şeyler dikkatimi dağıtır.	.79		
3. Egzersiz yapmayı ertelerim.	.91	.856	.841
4. Sık sık kendimi egzersiz rutinlerimin gerisinde kalmış hissedirim.	.74		
5. Yapmamam gerektiğini bildiğim halde kendimi egzersizi ertelerken bulurum.	.91		
6. Planladığım egzersiz rutinimi tamamlamak için egzersiz yapmayı son ana kadar ertelerim.	.81		

Analiz sonuçları, standardize edilen ilişki katsayılarının yüksek, maddelerin *t* değerlerinin anlamlı olduğunu ayrıca elde edilen model iyiliği kriterleri göz önünde bulundurulduğunda χ^2/sd ve RMSEA değerinin örneklem büyüklüğüne bağlı olarak bir miktar yüksek olduğunu göstermektedir. Bunun nedeninin; DFA için ulaşılan örneklem büyüklüğünün yeterli olduğu, var olan madde sayısı göz önüne alındığında ise yüksek olduğu söylenebilir. Bu bakımdan elde edilen χ^2/sd ve RMSEA değerlerinin madde sayısından etkilendiği söylenebilir (Kenny ve McCoach, 2003; Shi ve diğ., 2019). Diğer uyum indekslerinin mükemmel uyuma işaret ettiği dolayısıyla ölçüm modelinin uyumlu olduğu ifade edilebilir (Tablo 4).

Tablo 4*EEÖ'ye İlişkin Uyum İndeksleri*

Uyum indeksleri	χ^2	<i>sd</i>	χ^2/sd	RMSEA (90%CI)	NFI	NNFI	CFI	SRMR
	36.65	9	4.07	.089 (.033-.13)	.99	.98	.99	.017

Cinsiyete göre ölçme değişmezliği sonuçları ise tablo 5'te sunulmaktadır. Model A'ya ilişkin uyum indeksleri incelendiğinde χ^2/sd ve RMSEA değerlerinin bir miktar olmasına karşın diğer uyum indekslerinin (NFI, NNFI, CFI, SRMR) mükemmel uyuma işaret ettiği görülmektedir. Örneklem büyüklüğü göz önüne alındığında χ^2/sd ve RMSEA değerlerinin yüksek çıkması anlaşılabilir (Kenny ve McCoach, 2003; Shi ve diğ., 2019). Bu bulgular yapısal modelin sağlandığını ortaya koymaktadır. Model B incelendiğinde ise uyum indeksleri Model A ile karşılaştırılmıştır. İki model arasındaki farkların refere edilen kesme değerler arasında olduğu ($\Delta CFI \leq .010$; $\Delta RMSEA \leq .015$; $\Delta SRMR \leq .030$) tespit edilmiştir. Bu bulgular metrik değişmezliğin de karşılandığını ortaya koymaktadır. Model C incelendiğinde ise, Model C ile yapısal model olan Model A arasındaki uyum indekslerine ilişkin farklar ($\Delta CFI \leq .010$; $\Delta RMSEA \geq .015$; $\Delta SRMR \geq .030$) beklenen kesme değerler arasında değildir. Bu durum bu ölçme aracı için skalar değişmezliğin sağlanmadığını göstermektedir. Skalar değişmezliğin sağlanmaması nedeniyle bir sonraki aşama olan katı değişmezlik test edilmemiş, analiz bu aşamada sonlandırılmıştır.

Tablo 5*Cinsiyete Göre Değişmezlik Sonuçları*

	χ^2/sd	NFI	NNFI	CFI	SRMR	RMSEA (90%CI)	CFIΔ	RMSEAΔ	SRMRΔ	Hipotez
Model A	7.90	.98	.98	.99	.017	.113(.096-.13)	-	-	-	Kabul
Model B	6.52	.98	.98	.99	.019	.101(.086-.12)	0	.012	-.002	Kabul
Model C	6.06	.98	.98	.99	.097	.097(.082-.11)	0	.016	-.080	Red

Eş Zaman Geçerliliği: Eş zaman geçerliliği için elde edilen sonuçlar EEÖ ile KVVEÖ arasında orta düzeyde pozitif korelasyon ($r=.444$; $p=.000$) olduğunu göstermektedir. Benzer şekilde EEÖ'nün GEÖ-9 ile arasında orta düzeyde pozitif korelasyon ($r=.401$; $p=.000$) saptanırken, UFAA ile düşük düzeyde negatif korelasyona sahip olduğu görülmektedir ($r=-.214$; $p=.000$). Eş zaman geçerliliği sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6*Eş Zaman Geçerliliğe İlişkin Korelasyon Sonuçları*

Değişkenler	$\bar{x} \pm ss$	1.	2.	3.	4.
1. UFAA (met)	2668.33 ± 4774.23	1			
2. EEÖ	.99±.43	-.214**	1		
3. KVVEÖ	1.06±.48	-.177**	.444**	1	
4. GEÖ-9	.56 ±.26	-.155**	.401**	.652**	1

TARTIŞMA

Bu çalışma, EEÖ'nin psikometrik özelliklerini ortaya koymayı amaçlamıştır. EEÖ, bireylerin erteleme düzeyleri hakkında bilgi veren 6 madde tek faktörden oluşan bir ölçme aracıdır. AFA ve Horn'un paralel analizleri, EEÖ'nin tek faktörlü yapıya sahip olduğunu göstermiştir. AFA sonuçları tek faktörlü yapının açıkladığı toplam varyansın %81,42 olduğunu ortaya koymakta ve bu oran sosyal bilimlerde oldukça yüksek bir oran olarak kabul edilmektedir (Çokluk ve diğ., 2012). AFA sonuçları madde faktör yüklerinin .87 ile .91 arasında değiştiğini ortaya koymaktadır. Faktör yüklerinin belirlenen ölçütün üzerinde olması "ölçmeye konu olan özellik açısından ve yapının uygunluğu açısından yeterlidir" şeklinde yorumlanabilir. DFA sonuçlarına göre ise standartlaştırılmış yük değerleri .74 ile .91 arasında değişmektedir ve maddelere ilişkin tüm t değerleri anlamlıdır. DFA sonucu uyum indeksleri belirlenen ölçütleri karşılamaktadır. χ^2/sd ile RMSEA değeri kabul edilebilir uyum indeksine yakın olsa da diğer uyum indekslerinin NFI=.99; NNFI=.98; CFI=.99; SRMR=.017 mükemmel uyuma işaret ettiği görülmektedir. DFA sonucunda ölçme aracının tek faktörlü yapısının orijinal ölçeği desteklediği görülmektedir. Ayrıca ölçek maddelerinin yine orijinal ölçekte yer alan maddeler ile uyumlu olduğu görülmektedir. Madde faktör yükleri orijinal ölçme aracı ile karşılaştırıldığında 2. ve 4. maddenin faktör yükleri .80'nin

biraz altında olsa da ölçeğin geneline ilişkin madde faktör yükleri ve uyum indeksleri benzerlik göstermektedir (Kelly ve Walton, 2021). Ayrıca madde faktör yüklerinin yüksek olması modelin iyi tanımlanmış olduğunun bir göstergesi olarak kabul edilebilir ve maddenin faktörü iyi temsil ettiği şeklinde yorumlanabilir (Tabachnick ve diğ., 2013).

Yapısal değişmezlik sonuçları incelendiğinde, elde edilen uyum indekslerinin DFA'nde olduğu gibi, χ^2/sd ve RMSEA değerinin bir miktar yüksek olduğu tespit edilmiştir. Ancak diğer uyum indekslerinin mükemmel uyuma işaret ettiği ve yapısal değişmezliğin her iki grupta da sağlandığı görülmektedir. Yapısal değişmezlik, ölçme değişmezliğinin en temel düzeyidir. Bu aşamada, bir psikolojik ölçme aracının faktör yapısının gruplar arasında eşit olup olmadığına dair bir hipotez test edilir. Yapısal değişmezliğin sağlanması ise: "ölçme aracının maddelerinin farklı gruplarda aynı psikolojik yapıyı temsil ettiği" şeklinde yorumlanır.

Metrik değişmezlik sonuçlarını incelediğimizde $\Delta CFI=0$; $\Delta RMSEA=.012$ ve $\Delta SRMR=-.002$ değerlerinin belirlenen kesme değerlerin altında olduğunu ve ölçeğe ilişkin metrik değişmezliğin sağlandığını ifade edebiliriz. Bu durum bu ölçme aracı ile yapılacak cinsiyete göre karşılaştırmaların anlamlı olacağını ortaya koyması açısından önemli bir bulgu sunmaktadır. Skalar değişmezlik ise bir ölçme aracında yer alan maddeler için oluşturulmuş regresyon denklemindeki sabit sayı "karşılaştırılan gruplar için eşittir" şeklindeki hipotezi test eder. Skalar değişmezlik aşaması aynı değere sahip bireylerin örtük yapılar üzerindeki etkisinin, gözlenen değerler üzerindeki etkisine eşit olduğunu belirtir. Bu ifade, "gözlenen maddelerdeki grup farklılıklarının, örtük yapıların ortalama farklarından kaynaklandığını" ifade eder. Skalar değişmezlik sonuçları incelendiğinde $\Delta CFI=0$; $\Delta RMSEA=.016$ ve $\Delta SRMR=-.080$ değeri almaktadır. $\Delta CFI=0$ olsa da diğer iki uyum indeksine ilişkin farkların belirlenen kesme değer üzerinde olduğu bu nedenle skalar değişmezliğin bu ölçme aracı için sağlanmadığı görülmektedir. Bu durum cinsiyet değişkeni bağlamında şu şekilde yorumlanabilir: Skalar değişmezlik aşaması, farklı cinsiyet gruplarının aynı ölçekteki maddelere verdikleri yanıtların örtük yapıyı eşit şekilde yansıttığını test eder. Bu nedenle skalar değişmezliğin sağlanamaması, cinsiyet grupları arasında doğrudan gözlenen puanların karşılaştırılamayacağını ifade eder. Skalar değişmezliğin sağlanmaması nedeniyle bir sonraki aşama olan katı değişmezlik test edilmemiştir. Değişmezlik sonuçlarının orijinal ölçme aracında çalışılmaması nedeniyle bulgularımızın orijinal ölçeğin yapı geçerliğine de önemli bir katkı sağladığımıza inanmaktayız.

Eş zaman geçerliğini sınamak amacıyla EEÖ ile GEÖ-9, KVEEÖ ve UFAA arasındaki ilişkilere bakılmıştır. Literatürdeki çalışmalar EEÖ'nin GEÖ-9 ve KVEEÖ ile pozitif ilişkileri olduğunu (Kelly ve Walton, 2021), ancak UFAA ile negatif ilişkili olduğunu ortaya koymaktadır (Hagbin ve Pychyl, 2016). Bu nedenle EEÖ'nin diğer üç ölçeğin puanları ile ilişkisine bakılmış ve "kişilerin EEÖ'nden aldıkları puanların GEÖ-9 ve KVEEÖ'den aldıkları puanlar ile pozitif ilişkilidir" ve "kişilerin EEÖ'nden aldıkları puanlar, UFAA puanları ile negatif ilişkilidir" varsayımı test edilmiştir. Elde edilen sonuçlar literatürü desteklemekte ve eş zamanlı ölçüt geçerliğinin karşılandığını göstermektedir.

Çalışmanın yakınsak geçerliğinin sağlanmış olması, ölçme aracının teorik yapı ile uyumlu çalıştığını ve ölçmek istediği kavramı doğru bir şekilde yansıttığını gösterir. Bu nedenle bir ölçme aracı geliştirme veya uyarlama sürecinde kritik bir rol oynar. Ölçeğin test- tekrar test sonuçlarının yüksek olması ($r=.94$) ölçme aracının kararlı (Kalaycı, 2010) çalıştığı; Cronbach Alfa katsayısının .95 üzerinde olması ise ölçme aracının iç tutarlılığının yüksek olduğu şeklinde yorumlanmaktadır (Büyüköztürk ve diğ., 2014). Ayrıca bu çalışmada güvenilirlik katsayısı için birleşik güvenilirlik (CR) katsayısı hesaplanmıştır. CR, DFA sonuçlarına dayalı olarak üretilir ve bir faktörün iç tutarlılığını yani o faktörü ölçen maddelerin birbiriyle ne kadar tutarlı olduğunu değerlendirmesi bağlamında Cronbach Alfa değeri ile benzerlik gösterse de modeldeki faktör yüklerini dikkate alması nedeniyle Cronbach Alfa'ya göre daha duyarlıdır. Bu çalışmada CR değerinin .70 üzerinde olması ölçme aracının güvenilir olduğunu gösteren bir diğer ampirik kanıttır (Yaşlıoğlu, 2017).

SONUÇ

Bu çalışmada, egzersiz erteleme davranış düzeyini ölçmek amacıyla Kelly ve Walton'un (2021) geliştirdiği EEÖ Türkçe'ye uyarlanmış ve ölçeğin psikometrik özellikleri kapsamlı bir şekilde incelenmiştir. Elde edilen bulgular, ölçeğin yapı geçerliğini, güvenilirliğini ve ölçme değişmezliğini başarıyla sağladığını ortaya koymaktadır. Sonuçlar, ölçeğin Türk kültüründe EEÖ'nin değerlendirme açısından güvenilir ve geçerli bir araç olduğunu desteklemektedir. Bu bulgular, egzersiz erteleme davranış düzeyini ölçmek ve bu davranışın birçok değişken üzerindeki etkilerini incelemek isteyen araştırmacılar için önemli bir kaynak sunmaktadır. Bu çalışma ölçme değişmezliği ile sınırlandırılmış, ölçek Türk kültürüne uyarlanırken kısmi değişmezlik incelenmemiştir. Gelecekteki çalışmalar, kültürler arası karşılaştırmalar yaparak EEÖ'nin farklı kültürlerde nasıl şekillendiğini inceleyebilir. Ayrıca, ölçeğin farklı demografik gruplarda (örneğin yaş, cinsiyet, sosyoekonomik düzey) ve klinik popülasyonlarda (örneğin obezite, diyabet hastaları) geçerliği test edilerek ölçeğin kullanım alanı genişletilebilir. Ayrıca ölçme değişmezliğinin sağlanmadığı durumlarda buna sebep veren maddelerin belirlenmesi ve kontrollerinin yapılmasına olanak sağlayan kısmi değişmezlik analizlerinin yapılması önerilmektedir. Son olarak gelecek çalışmalarda, erteleme davranışının farklı sosyo-demografik özelliklere göre karşılaştırılması ölçme aracının geçerlik ve güvenilirlik kanıtlarının çeşitlendirilmesine katkı sağlayabilir. Literatürde yer alan bilgiler göz önünde bulundurulduğunda öz düzenleme becerisi düşük olan kişilerin amaçlanan egzersizi yapmama olasılığı daha yüksektir (Allom & Mullan, 2012). Bu bilgi göz önüne alındığında egzersiz erteleme düzeyinin öz düzenleme becerisi yüksek ve düşük olan kişilerde karşılaştırılma yapılması bilinen gruplar geçerliğine önemli bir katkı sağlayabilir.

Yazar Katkısı:

1. **Elif KÖSE:** Fikir/Kavram, Tasarım, Analiz ve Yorumlama, Makale Yazımı, Eleştirel İnceleme ve Düzenleme
2. **Abdullah KAYHAN:** Veri Toplama ve İşleme, Makale Yazımı, Eleştirel İnceleme ve Düzenleme
3. **Başak DİNÇER:** Veri Toplama ve İşleme, Makale Yazımı, Eleştirel İnceleme ve Düzenleme
4. **Burcu KAYHAN:** Veri Toplama ve İşleme, Makale Yazımı, Eleştirel İnceleme ve Düzenleme
5. **Tennur YERLİSU LAPA:** Fikir/Kavram, Tasarım, Analiz ve Yorumlama, Denetleme, Eleştirel İnceleme ve Düzenleme

Etik Kurul İzni ile İlgili Bilgiler

Kurul Adı: Akdeniz Üniversitesi Sosyal ve Beşerî Bilimler Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Kurulu
Tarih: 26/04/2024
Sayı No: 181

KAYNAKÇA

1. Abbas, A. A., ve Al Hasnawia, H. H. (2020). Role of psychological contract breach and violation in generating emotional exhaustion: The mediating role of job procrastination. *Cuadernos de Gestión*, 20(2),15-28. <https://doi.org/10.5295/cdg.181021aa>
2. Allom, V., ve Mullan, B. (2011). Self-regulation versus habit: The influence of self-schema on fruit and vegetable consumption. *Psychology & Health*, 27(sup2), 7–24. <https://doi.org/10.1080/08870446.2011.605138>
3. Alpar, R. (2017). *Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemler* (5. Baskı). Detay Yayıncılık.
4. Ayre, C., ve Scally, A. J. (2014). Critical values for Lawshe's content validity ratio: Revisiting the original methods of calculation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 47(1), 79-86. <https://doi.org/10.1177/0748175613513808>
5. Balkis, M. (2006). *Öğretmen adaylarının davranışlarındaki erteleme eğiliminin, düşünme ve karar verme tarzları ile ilişkisi* [Yayımlanmamış doktora tezi]. Dokuz Eylül Üniversitesi.
6. Balkis, M., ve Duru, E. (2022). Irrational/rational beliefs, procrastination, and life satisfaction: An empirical assessment of REBT models of psychological distress and psychological health. *Journal of Rational - Emotive and Cognitive - Behavior Therapy*, 40(3), 566-582. <https://doi.org/10.1007/s10942-021-00428-w>
7. Berk, Ö., Altunışık, R., Eskiler, E., ve Sarıkaya, N. (2021). Lay (1986)'nın genel erteleme ölçeğinin güvenilirlik ve geçerlilik araştırması. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(2), 614-626. <https://doi.org/10.36362/gumus.899226>
8. Beshears, J., Lee, H. N., Milkman, K. L., Mislavsky, R., ve Wisdom, J. (2021). Creating exercise habits using incentives: The trade-off between flexibility and routinization. *Management science*, 67(7), 4139-4171. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2020.3706>
9. Burcas, S., ve Crețu, R. Z. (2021). Perfectionism and Neuroticism: Evidence for a common genetic and environmental etiology. *Journal of Personality*, 89(4), 819-830. <https://doi.org/10.1111/jopy.12617>
10. Burrell, G., ve Morgan, G. (1979). *Sociological paradigms and organisational analysis: Elements of the sociology of corporate life* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315609751>
11. Büyüköztürk, Ş., Çakmak, E. K., Akgün, Ö., Karadeniz, S., ve Demirel, F. (2014). *Bilimsel araştırma yöntemleri* (17. baskı). Pegem Akademi Yayıncılık.
12. Can, A. (2018). *SPSS ile Bilimsel araştırma sürecinde nicel veri analizi* (11. Baskı). Pegem Atf İndeksi.
13. Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
14. Chen, F. F., Sousa, K. H., ve West, S. G. (2005). Teacher's corner: Testing measurement invariance of second-order factor models. *Structural equation modeling*, 12(3), 471-492. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1203_7
15. Chen, S., Liao, J., Wang, X., Wei, M., ve Liu, Y. (2023). Bidirectional relations between problematic smartphone use and bedtime procrastination among Chinese university students: Self-control as a mediator. *Sleep Medicine*, 112, 53-62. <https://doi.org/10.1016/j.sleep.2023.09.033>
16. Codina, N., Pestana, J. V., Valenzuela, R., ve Giménez, N. (2020). Procrastination at the core of physical activity (PA) and perceived quality of life: A new approach for counteracting lower levels of PA practice. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(10), 3413. <https://doi.org/10.3390/ijerph17103413>
17. Çokluk, Ö., Şekerciöglü, G., ve Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve LISREL uygulamaları* (2. baskı). Pegem Akademi Yayıncılık.
18. DeVellis, R. F., ve Thorpe, C. T. (2021). *Scale development: Theory and applications* (5nd ed.). Sage Publications.
19. Ellis, A. ve Knaus, W. J. (1979). *Overcoming procrastination: Or, how to think and act rationally in spite of life's inevitable hassles*. Signet.
20. Faulkner, J., O'brien, W. J., McGrane, B., Wadsworth, D., Batten, J., Askew, C. D., ... ve Lambrick, D. (2021). Physical activity, mental health and well-being of adults during initial COVID-19 containment strategies: A multi-country cross-sectional analysis. *Journal of science and medicine in sport*, 24(4), 320-326. <https://doi.org/10.1016/j.jsams.2020.11.016>
21. Ferrari, J. R. (1991). Compulsive procrastination: Some self-reported characteristics. *Psychological Reports*, 68(2), 455-458. <https://doi.org/10.2466/pr0.1991.68.2.455>
22. Ferrari, J. R., ve Emmons, R. A. (1995). Methods of procrastination and their relation to self-control and self-reinforcement: An exploratory study. *Journal of Social Behavior and Personality*, 10(1), 135-142.
23. Ferrari, J. R., ve Tice, D. M. (2000). Procrastination as a self-handicap for men and women: A task-avoidance strategy in a laboratory setting. *Journal of Research in Personality*, 34(1), 73-83. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1999.2261>
24. Gautam, A., Polizzi, C. P., ve Mattson, R. E. (2023). Mindfulness, procrastination, and anxiety: Assessing their interrelationships. *Psychology of Consciousness: Theory, Research, and Practice*, 10(4), 441-453. <https://doi.org/10.1037/cns0000209>

25. Gökalp, Z. Ş., Saritepeci, M., ve Durak, H. Y. (2023). The relationship between self-control and procrastination among adolescents: The mediating role of multi screen addiction. *Current Psychology*, 42, 13192-13203. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02472-2>
26. Gustavson, D. E., Miyake, A., Hewitt, J. K., ve Friedman, N. P. (2014). Genetic relations among procrastination, impulsivity, and goal-management ability: Implications for the evolutionary origin of procrastination. *Psychological Science*, 25(6), 1178-1188. <https://doi.org/10.1177/0956797614526260>
27. Guthold, R., Stevens, G. A., Riley, L. M., ve Bull, F. C. (2018). Worldwide trends in insufficient physical activity from 2001 to 2016: A pooled analysis of 358 population-based surveys with 1.9 million participants. *The Lancet Global Health*, 6(10), e1077-e1086. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(18\)30357-7](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(18)30357-7)
28. Günbayı, I., ve Sorm, S. (2018). Social paradigms in guiding social research design: The functional, interpretive, radical humanist and radical structural paradigms. *Online Submission*, 9(2), 57-76.
29. Haghbin, M., ve Pychyl, T. A. (2016). Measurement of health-related procrastination: Development and validation of the Exercise and Healthy Diet Procrastination Scales. In F. M. Sirois & T. A. Pychyl (Eds.), *Procrastination, health, and well-being* (pp. 121–142). Elsevier Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-802862-9.00006-2>
30. Hailikari, T., Katajavuori, N., ve Asikainen, H. (2021). Understanding procrastination: A case of a study skills course. *Social Psychology of Education*, 24(2), 589-606. <https://doi.org/10.1007/s11218-021-09621-2>
31. Hair, J., Black, W. C., Babin, B. J., ve Anderson, R. E. (2009). *Multivariate data analysis* (7. baskı). Prentice-Hall.
32. Hambleton, R., ve Patsula, L. (1999). Increasing the validity of adapted tests: Myths to be avoided and guidelines for improving test adaptation practices. *Applied Testing Technology Journal*, 1(1), 1-30.
33. Horn, J. L., McArdle, J. J., ve Mason, R. (1983). When is invariance not invariant: A practical scientist's look at the ethereal concept of factor invariance. *Southern Psychologist*, 1(4), 179-188.
34. IPAQ Research Committee (2005). Guidelines for data processing and analysis of the International Physical Activity Questionnaire (IPAQ)-short and long forms. https://ugc.futurelearn.com/uploads/files/bc/c5/bcc53b14-ec1e-4d90-88e3-1568682f32ae/IPAQ_PDF.pdf
35. Job, V., Walton, G. M., Bernecker, K., ve Dweck, C. S. (2015). Implicit theories about willpower predict self-regulation and grades in everyday life. *Journal of Personality and Social Psychology*, 108(4), 637-647. <https://doi.org/10.1037/pspp0000014>
36. Johansson, F., Rozental, A., Edlund, K., Côté, P., Sundberg, T., Onell, C., Rudman, A., ve Skillgate, E. (2023). Associations between procrastination and subsequent health outcomes among university students in Sweden. *JAMA Network Open*, 6(1), e2249346. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2022.49346>
37. Jung, M. E., Bourne, J. E., ve Little, J. P. (2014). Where does HIT fit? An examination of the affective response to high-intensity intervals in comparison to continuous moderate-and continuous vigorous-intensity exercise in the exercise intensity-affect continuum. *PLoS one*, 9(12), e114541. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0114541>
38. Kalaycı, Ş. (2010). *SPSS uygulamalı çok değişkenli istatistik teknikleri* (5. baskı). Asil Yayın Dağıtım.
39. Kamphorst, B. A., Nauts, S., De Ridder, D. T., ve Anderson, J. H. (2018). Too depleted to turn in: The relevance of end-of-the-day resource depletion for reducing bedtime procrastination. *Frontiers in Psychology*, 9, 252. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00252>
40. Karademir, Ç. (2023). The relationship between self-control and general procrastination in university students: The mediating role of optimism. *The Universal Academic Research Journal*, 5(3), 182-197. <https://doi.org/10.55236/tuara.1345561>
41. Karas, D., ve Spada, M. M. (2009). Brief cognitive-behavioural coaching for procrastination: A case series. *Coaching: An International Journal of Theory, Research and Practice*, 2(1), 44–53. <https://doi.org/10.1080/17521880802379700>
42. Kelly, S. M., ve Walton, H. R. (2021). "I'll work out tomorrow": The procrastination in exercise scale. *Journal of Health Psychology*, 26(13), 2613–2625. <https://doi.org/10.1177/1359105320916541>
43. Kenny, D. A., ve McCoach, D. B. (2003). Effect of the number of variables on measures of fit in structural equation modeling. *Structural equation modeling*, 10(3), 333-351. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM1003_1
44. Kılıç, S. (2013). Örnekleme yöntemleri. *Journal of Mood Disorders*, 3(1), 44-46. <https://doi.org/10.5455/jmood.20130325011730>
45. Köse, E., Yerlisu Lapa, T., ve Günbayı, İ. (2021). Social paradigms shaping leisure research designs: A systematic review. *Turkish Journal of Sport and Exercise*, 23(2), 230-244. <https://doi.org/10.15314/tsed.918869>
46. Kühnel, J., Bledow, R. ve Kuonath, A. (2023). Overcoming procrastination: Time pressure and positive affect as compensatory routes to action. *Journal of Business and Psychology*, 38, 803–819. <https://doi.org/10.1007/s10869-022-09817-z>
47. Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology*, 28(4), 563-575. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>
48. Lay, C. H. (1986). At last, my research article on procrastination. *Journal of Research in Personality*, 20(4), 474-495. [https://doi.org/10.1016/0092-6566\(86\)90127-3](https://doi.org/10.1016/0092-6566(86)90127-3)

49. **Ledesma, R. D. ve Valero-Mora, P. (2007).** Determining the number of factors to retain in EFA: An easy-to-use computer program for carrying out parallel analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 12(1): 2. <https://doi.org/10.7275/wjnc-nm63>
50. **Lee, D. G., Kelly, K. R., ve Edwards, J. K. (2006).** A closer look at the relationships among trait procrastination, neuroticism, and conscientiousness. *Personality and Individual Differences*, 40(1), 27-37. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.05.010>
51. **Lina, M., Yang, L., ve Qing, G. (2023).** The mediating effect of achievement motivation on mindfulness and procrastination behavior of nursing students: A correlational study. *Medicine*, 102(12), e33327. <https://doi.org/10.1097/MD.00000000000033327>
52. **Mann, L., Burnett, P., Radford, M., ve Ford, S. (1997).** The melbourne decision making questionnaire: An instrument for measuring patterns for coping with decisional conflict. *Journal of Behavioral Decision Making*, 10(1), 1-19. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-0771\(199703\)10:1<1::AID-BDM242>3.0.CO;2-X](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-0771(199703)10:1<1::AID-BDM242>3.0.CO;2-X)
53. **Mann, T., de Ridder, D., ve Fujita, K. (2013).** Self-regulation of health behavior: Social psychological approaches to goal setting and goal striving. *Health Psychology*, 32(5), 487-498. <https://doi.org/10.1037/a0028533>
54. **Marquez, D. X., Aguiñaga, S., Vásquez, P. M., Conroy, D. E., Erickson, K. I., Hillman, C., ... ve Powell, K. E. (2020).** A systematic review of physical activity and quality of life and well-being. *Translational behavioral medicine*, 10(5), 1098-1109. <https://doi.org/10.1093/tbm/ibz198>
55. **Meng, X., Pan, Y., ve Li, C. (2024).** Portraits of procrastinators: A meta-analysis of personality and procrastination. *Personality and Individual Differences*, 218, 112490. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2023.112490>
56. **Meredith, W. (1993).** Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525-543. <https://doi.org/10.1007/BF02294825>
57. **Moon, S. M., ve Illingworth, A. J. (2005).** Exploring the dynamic nature of procrastination: A latent growth curve analysis of academic procrastination. *Personality and Individual Differences*, 38(2), 297-309. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.04.009>
58. **Öztürk, M. (2005).** Üniversitede eğitim-öğretim gören öğrencilerde uluslararası fiziksel aktivite anketinin geçerliliği ve güvenilirliği ve fiziksel aktivite düzeylerinin belirlenmesi [Yayımlanmamış yüksek lisans tezi]. Hacettepe Üniversitesi.
59. **Rad, H. S., Samadi, S., Sirois, F. M., ve Goodarzi, H. (2023).** Mindfulness intervention for academic procrastination: A randomized control trial. *Learning and Individual Differences*, 101, 102244. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2022.102244>
60. **Rothblum, E. D., Solomon, L. J., ve Murakami, J. (1986).** Affective, cognitive, and behavioral differences between high and low procrastinators. *Journal of Counseling Psychology*, 33(4), 387-394. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.33.4.387>
61. **Sağlık Bakanlığı. (2022).** Sağlık İstatistikleri Yıllığı 2022 (Yayın No: 1279). Sağlık Bakanlığı Yayınları. Erişim tarihi: 19 Aralık 2024, <https://www.saglik.gov.tr/TR-103184/saglik-istatistikleri-yilligi-2022-yayinlanmistir.html>
62. **Salguero-Pazos, M. R., ve Reyes-de-Cózar, S. (2023).** Interventions to reduce academic procrastination: A systematic review. *International Journal of Educational Research*, 121, 102228. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2023.102228>
63. **Shi, D., Lee, T., ve Maydeu-Olivares, A. (2019).** Understanding the model size effect on SEM fit indices. *Educational And Psychological Measurement*, 79(2), 310-334. <https://doi.org/10.1177/0013164418783530>
64. **Sirois, F. M. (2023).** Procrastination and stress: A conceptual review of why context matters. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(6), 5031. <https://doi.org/10.3390/ijerph20065031>
65. **Sirois, F. M., ve Biskas, M. (2024).** Procrastination and health in nurses: Investigating the roles of stress, health behaviours and social support. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 21(7), 898. <https://doi.org/10.3390/ijerph21070898>
66. **Sirois, F. M., ve Pychyl, T. (2013).** Procrastination and the priority of short-term mood regulation: Consequences for future self. *Social and Personality Psychology Compass*, 7(2), 115-127. <https://doi.org/10.1111/spc3.12011>
67. **Sirois, F. M., Yang, S., ve Van Eerde, W. (2019).** Development and validation of the General Procrastination Scale (GPS-9): A short and reliable measure of trait procrastination. *Personality and Individual Differences*, 146, 26-33. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.03.039>
68. **Steel, P. (2007).** The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. *Psychological Bulletin*, 133(1), 65-94. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.1.65>
69. **Steenkamp, J.-B. E., ve Baumgartner, H. (1998).** Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of consumer research*, 25(1), 78-90. <https://doi.org/10.1086/209528>
70. **Tabachnick, B. G., Fidell, L. S., ve Ullman, J. B. (2013).** *Using multivariate statistics*. Boston, MA: Pearson.
71. **Tibbett, T. P., ve Ferrari, J. R. (2019).** Return to the origin: What creates a procrastination identity? *Current Issues in Personality Psychology*, 7(1), 1-7. <https://doi.org/10.5114/cipp.2018.75648>
72. **Tice, D. M., ve Baumeister, R. F. (1997).** Longitudinal study of procrastination, performance, stress, and health: The costs and benefits of dawdling. *Psychological Science*, 8(6), 454-458. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.1997.tb00460.x>
73. **Tuckman, B. W. (1991).** The development and concurrent validity of the procrastination scale. *Educational and Psychological Measurement*, 51(2), 473-480. <https://doi.org/10.1177/0013164491512022>

74. **Türkiye İstatistik Kurumu. (2022).** *Türkiye Sağlık Araştırması 2022.* Erişim tarihi: 19 Aralık 2024, <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Türkiye-Health-Survey-2022-49747>
75. **Weinstein, N. D. (1980).** Unrealistic optimism about future life events. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(5), 806-820. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.39.5.806>
76. **World Health Organization (WHO). (2010).** Global recommendations on physical activity for health. Retrieved April 2, 2024 from <https://www.who.int/publications/i/item/9789241599979>
77. **World Health Organization (WHO). (2022).** WHO european regional obesity report 2022. world health organization. Regional office for europe. Retrieved April 3, 2024 from <https://iris.who.int/handle/10665/353747>
78. **Yang, Z., Huang, J., Li, Z., Xu, H., ve Guo, C. (2023).** The effect of smartphone addiction on the relationship between psychological stress reaction and bedtime procrastination in young adults during the COVID-19 pandemic. *BMC Psychiatry*, 23(1), 813. <https://doi.org/10.1186/s12888-023-05276-9>
79. **Yaşhoğlu, M. M. (2017).** Sosyal bilimlerde faktör analizi ve geçerlilik: Keşfedici ve doğrulayıcı faktör analizlerinin kullanılması. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 46, 74-85.
80. **Zhang, W., Xu, M., Feng, Y., Mao, Z., ve Yan, Z. (2024a).** The effect of procrastination on physical exercise among college students-The chain effect of exercise commitment and action control. *International Journal of Mental Health Promotion*, 26(8), 611-622. <https://doi.org/10.32604/ijmhp.2024.052730>
81. **Zhang, Y., Tian, M., Yang, J., Xi, Y., Li, Z., ve Wang, L. (2024b).** The effects of procrastination on physical activity among Chinese university students: the chain-mediated effects of time management disposition and exercise motivation. *Frontiers in Psychology*, 15, 1433880. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1433880>
82. **Zhao, Z., ve Kou, Y. (2024).** Effect of short video addiction on the sleep quality of college students: Chain intermediary effects of physical activity and procrastination behavior. *Frontiers in Psychology*, 14, 1287735. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1287735>
83. **Zhuan, S., Cao, J., Ye, Y., Li, H., Zhang, Q., ve Wang, X. (2024).** The relationship between physical activity and procrastination behavior among Chinese university students: a chain mediated effect of body self-esteem and overall self-esteem. *Frontiers in Public Health*, 12, 1434382. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2024.1434382>