


## Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu'nun Lise Öğrencileri İçin Türkçeye Uyarlanması: Geçerlik ve Güvenirlik Çalışmaları\*

### Adaptation of the Attentional Control Scale Short Form into Turkish for High School Students: Validity and Reliability Studies

Beyza Özen<sup>1</sup>  Tuba Bağatarhan<sup>2</sup> 

<sup>1</sup>Yüksek Lisans Öğrencisi, Dokuz Eylül Üniversitesi, Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık Yüksek Lisans Programı, İzmir, Türkiye

<sup>2</sup>Doç. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi, Buca Eğitim Fakültesi, Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık Anabilim Dalı, İzmir, Türkiye

#### Makale Bilgileri

##### Geliş Tarihi (Received)

03.09.2025

##### Kabul Tarihi (Accepted)

02.02.2026

##### Yayınlanma Tarihi (Published)

18.03.2026

#### \*Sorumlu Yazar

Beyza Özen

Dokuz Eylül Üniversitesi,  
Eğitim Bilimleri Enstitüsü,  
Rehberlik ve Psikolojik  
Danışmanlık Yüksek Lisans  
Programı, İzmir, Türkiye

ozen.beyza@ogr.deu.edu.tr

**Öz:** Bu araştırmanın amacı Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu'nun Türkçeye uyarlanması ve lise öğrencileri için geçerlik ve güvenilirlik çalışmalarının gerçekleştirilmesidir. Araştırma İzmir ilinde ortaöğretim kurumlarına devam eden 708 lise öğrencisi ile gerçekleştirilmiştir. Araştırma verileri Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu, Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu, Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği ve Kişisel Bilgi Formu kullanılarak elde edilmiştir. Doğrulayıcı faktör analizi ile yapı geçerliği, Pearson Momentler Çarpımı Korelasyon Katsayısı hesaplanarak benzer ve ayırt edici ölçek geçerliği incelenmiştir. Bulgular, Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu'nun iki faktörlü modeline ilişkin uyum indekslerinin iyi düzeyde olduğunu göstermiştir. Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu'nun Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği Öz-Denetim Başarısı Alt Ölçeği ile pozitif yönde, Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu ve Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği Öz-Denetim Başarısızlığı Alt Ölçeği ile de negatif yönde ilişkili olduğu belirlenerek benzer ve ayırt edici ölçek geçerliği doğrulanmıştır. Ölçeğin cinsiyete göre ölçek değişmezliği test edilerek yapısal, metrik, skalar ve kısmi güçlü ve katı değişmezliğin sağlandığı görülmüştür. Ölçeğin güvenilirlik çalışmaları çerçevesinde, ölçeğin Cronbach Alfa güvenilirlik katsayısının .80 olduğu, bileşik güvenilirlik katsayısının ise .96 olduğu saptanmıştır. Ayrıca test-tekrar test güvenilirlik katsayısı .84 bulunmuştur. Bulgular, Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu'nun Türkçe versiyonunun ergenler için geçerli ve güvenilir bir ölçek aracı olarak kullanılabilceğini doğrulamaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Dikkat, dikkat kontrolü, ergenler, ölçek uyarlama

**Abstract:** The objective of this study is to adapt the Short Form of the Attentional Control Scale into Turkish and to examine its validity and reliability among high school students. The study was conducted with 708 students attending secondary education institutions in İzmir. Data was collected using the Short Form of the Attentional Control Scale, the Barratt Impulsiveness Scale-Short Form, the Adolescent Self-Regulatory Inventory, and a Personal Information Form. Construct validity was examined through confirmatory factor analysis, while convergent and discriminant validity were assessed using Pearson's correlation coefficient. The findings indicated that the two-factor model of the scale provided a good fit. The Short Form of the Attentional Control Scale correlated positively with the Self-Regulation Success Subscale of the Adolescent Self-Regulatory Inventory, and negatively with the Short Form of the Barratt Impulsiveness Scale and the Self-Regulation Failure Subscale of the Adolescent Self-Regulatory Inventory, confirming its convergent and discriminant validity. Measurement invariance of the scale across gender was tested, and configural, metric, scalar, and partial strong and strict invariance were established. Within the framework of the scale's reliability studies, it was determined that the Cronbach's Alpha reliability coefficient of the scale was .80, while the composite reliability coefficient was .96. Additionally, the test-retest reliability coefficient was found to be .84. The findings confirm that the Turkish version of the Attentional Control Scale Short Form can be used as a valid and reliable measurement tool for adolescents.

**Keywords:** Attention, attentional control, adolescents, scale adaptation

Özen, B. ve Bağatarhan, T. (2026). Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu'nun lise öğrencileri için Türkçeye uyarlanması: Geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları. *Erzincan Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 28(2026), 1-12. <https://doi.org/10.17556/erziefd.1777722>

## Giriş

Günlük yaşam içerisinde birçok görev ve sorumlulukla karşı karşıya kalan bireylerin, görevlerini başarılı bir şekilde tamamlamaları için odaklanmaları gerekmektedir. Odaklanma ve odağı sürdürme dikkat kavramı ile açıklanmaktadır. Dikkat, bireyin belirli bir uyarana karşı zihinsel kaynaklarını yönlendirebilme yeteneğidir (Selçuk, 1996; Sridharan vd., 2014). Dikkat, bireyin çevresinde bulunan uyarılar arasından seçim yaparak tek uyarı üzerine odaklanması olarak da tanımlanmaktadır (Anderson vd., 2011; Huang, 2010). Bireyin bir görevde dikkatini sürdürerek farklı uyarılara karşı yer değiştirme bileşenlerini içermektedir (Posner ve Petersen, 1990). Bireyin bu bilişsel süreci öğrenme, problem çözme ve

karar verme benzeri üst düzey işlevlerde önemli rol oynamaktadır (Posner ve Rothbart, 2007).

Dikkat, bireyin öğrenme sürecinde kritik bir rol oynamaktadır. Birey, çevresinden sürekli olarak çeşitli uyarılar alarak farklı bilgilerle etkileşim içerisinde (Binbaşıoğlu, 1991). Ancak bu uyarıların yalnızca bir kısmı zihin tarafından fark edilir. Uyarıların kişi tarafından algılanması, dikkat bileşeni sayesinde gerçekleşmektedir (Ratey, 2001). Bireyin dikkat sistemi kısıtlı bir işleyiş gücüne sahiptir ve dikkat kaynağını aktif tutmak önemlidir (Chun vd., 2011). Dikkat bir süreç olarak ele alındığında, bireyin belirli bir duruma seçici bir şekilde yanıt vermesi veya durumu engelleyebilmesi gibi aynı zamanda gerçekleşen olaylara verilen tepkileri içeren bir olgudur (Johnston ve Wilson,

\* Bu çalışma, Dokuz Eylül Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri kapsamında (SYL-2025-3784) Yüksek Lisans Projesi türünde desteklenmektedir. Birinci yazarın ikinci yazar danışmanlığında yürüttüğü yüksek lisans tez çalışmasından üretilmiştir.

1980). Kısaca dikkat, belirli uyarılara odaklanma ve bilgiyi esnek bir şekilde işleme yeteneği olarak tanımlanır (Sohlberg ve Mateer, 1987).

İnsan zihni çevreden aldığı birçok uyarıyı bir arada işleyerek filtreleme işlemi yapar (Broadbent, 1958). Dikkat, bu uyarılar arasında seçim yaparak yalnızca gerekli olana odaklanmayı sağlar (Posner ve Petersen, 1990). Bu sayede filtre görevi ile bireyin öğrenmesine katkıda bulunmaktadır (Posner ve Petersen, 1990). Dikkati etkili bir şekilde yönetmek, bireyin aynı anda birden fazla görevi yerine getirmesine yardımcı olur (Marois ve Ivanoff, 2005; Posner ve Petersen, 1990). Bireyin dikkatini doğru yönlendirememesi ise görevler arasındaki geçişi zorlaştırmaktadır (Marois ve Ivanoff, 2005).

Dikkat seçici dikkat, sürekli dikkat, değişen dikkat ve bölünmüş dikkat olarak dört türe ayrılmaktadır (Fan vd., 2002; Posner ve Petersen, 1990). Seçici dikkat, bireyin hedefiyle bağlantılı bilginin seçilmesini sağlamaktadır. Bireyin mevcut hedefinin uzantısıyla ilişkilidir (Zomeren ve Brouwer, 1994). Çevredeki uyarılar, hedeflenen uyarıya eşleştiğinde dikkati çekmektedir (Luck vd., 2021; Monsell, 2003). Dikkat, hedeflerin belirlenmesinin ardından kontrol altına alınır. Dikkatin seçiciliği olmazsa, birey dış çevredeki birçok uyarıya karşı uyumlu davranışlar sergileyemez (Kolb ve Whishaw, 1996; Zomeren ve Brouwer, 1994). Sürekli dikkat, bireyin uzun zaman belirli bir görev üzerinde yoğun şekilde dikkatini sürdürebilme yeteneği olarak tanımlanmaktadır (Coull, 1998). Değişen dikkat bireyin dikkatini bir göreve odaklarken aynı zamanda dikkatini başka bir uyarıya da yönlendirebilir (Lakatos vd., 2008). Bölünmüş dikkat ise bireyin dikkatini bilinçli olarak birden çok uyarıya yönlendirmesidir (Zomeren ve Brouwer, 1994).

Dikkat kontrolü, bireyin kasıtlı olarak dikkatini belirlediği hedefe doğru odaklama ve değiştirme yeteneği olarak görülmektedir (Eysenck vd., 2007). Bireysel farklılıkların dikkat kontrolü üzerinde etkisi değişkenlik gösterir (Unsworth ve Miller, 2024). Dikkat kontrolünün ise iki önemli görevi bulunmaktadır. İlki, konuyla ilgili önemli bilgilerin seçilmesi ve bilişsel aktivitenin içeriğinin oluşturulmasıdır. İkincisi, önemli verilerin hafızada depolanmasının sağlanmasıdır. Böylece birey çevresindeki uyarılarla baş etmeyi öğrenerek çevre hakkında algılar geliştirmektedir (Derryberry ve Reed, 1996; Tucker ve Derryberry, 1992).

Eysenck ve diğerlerinin (2007) Dikkat Kontrolü Teorisine göre, kaygı bireyin bilişsel performansı etkilemektedir. Artan kaygı dikkat kontrolünü bozarak yürütücü işlevlerin işleyişini azaltmaktadır. Bireyin bilişsel imgelemeleri ve duyguları, dikkat kontrolü için önemlidir (Eysenck vd., 2007). Dikkat kontrolü, endişe ve kaygı ile ilişkili bir değişken olarak görülmektedir (Derryberry ve Reed, 2002). Kaygılı bireyler, rahatsız edici olumsuz düşüncelerle meşgul oldukları için mevcut görevlerine odaklanmada zorluk çekmektedirler (Sari vd., 2016). Sürekli kaygı içerisinde bulunan bireylerin, olumsuz bilişsel işleme döngüsü dikkati olumsuz etkilemektedir (Macatee vd., 2017; Sari vd., 2016). Ancak kaygının birey üzerindeki etkisi, dikkat kontrolündeki bireysel farklılıklarla azaltılabilmektedir (Derryberry ve Reed, 2002).

Ergenlik, çocukluk ile yetişkinlik arasında geçiş ve olgunlaşma süreci olarak ele alınmaktadır (Steinberg, 2013). Ergenlik döneminde ortaya çıkan fiziksel, nörolojik ve psikolojik değişiklikler, ergenlerin algılama şekillerini etkileyerek düşünce ve davranışlarını şekillendirmektedir. Bu sebeple ergenlik, dinamik bir dönem olarak kabul edilmektedir (Scott ve Steinberg, 2008). Ergenlik dönemi beraberinde bazı sorunları da getiren karmaşık bir süreçtir (Steinberg, 2013).

Ergenlik, bireylerin bu süreçte dikkat problemleri ve dürtüselliklerin ön planda olabileceği bir dönem olarak görülmektedir (Dumas, 1998). Ergenlerin yaşadığı kaygı durumu, dikkat eksikliğine sebep olmaktadır (Beilock ve DeCaro, 2007). Dikkat, ergenlerde okul performansı ile de ilişkilendirilmektedir (Barriga vd., 2002; Luo vd., 2006; Steinmayr vd., 2010). Ergenler genellikle görevleri sıralı bir şekilde yerine getirme, eşyalarını düzenli tutma ve zamanı etkili kullanma gibi konularda zorluk çekmektedirler (Casey vd., 2008). Ergenlerin derslerine odaklanabilmeleri, ödevlerini zamanında ve doğru şekilde tamamlayabilmeleri için etkili bir dikkat kontrolü gereklidir. Türkçe alanyazında, dikkatle bağlantılı nöro-gelişimsel bir bozukluk olan DEHB'yi belirlemeye yönelik ölçekler bulursa da ergenlerde dikkat kontrolünü değerlendiren bir ölçme aracı ulaşılmamıştır.

Ergenlerde dikkat kontrolünü ölçmeye yönelik güvenilir ve geçerli bir araca duyulan ihtiyacı göstermektedir. Yeni bir ölçek geliştirmek yerine mevcut bir ölçekin farklı bir dile ve kültüre uyarlanması, süreci önemli derecede hızlandırmaktadır. Bir ölçme aracının uyarlanması, verilerin farklı kültürlerde de geçerli olmasını desteklerken, kültürel gruplar arasında karşılaştırmalı analizler yapılmasına da imkân verir. Öncelikle, konuya dair gerçekleştirilen araştırmaları belirlemek amacıyla yurt dışı kaynaklı literatür taranmış ve incelenmiştir. Uluslararası alanyazında dikkati değerlendirmede kullanılan bir ölçek olarak, Derryberry ve Reed (2002) tarafından geliştirilen Dikkat Kontrolü Ölçeği öne çıkmaktadır. 20 maddeden oluşan bu ölçekin geçerlik ve güvenilirliğinin farklı örneklerde ve farklı kültürlerde test edildiği dikkat çekmektedir. Örneğin İzlandaca versiyonunda (Ólafsson vd., 2011), Flemenkçe kültüründe (Verstraeten vd., 2010), Slovakça kültüründe (Michalko, 2018), Polonya kültüründe (Fajkowska ve Derryberry, 2010), İran kültüründe (Abasi vd., 2017), Türk kültüründe (Akın vd., 2013; Altan Atalay vd., 2024). Ayrıca bu ölçekin farklı versiyonları bulunmaktadır. Muris ve diğerlerinin (2004) çalışmasındaki Çocuklar için Dikkat Kontrolü Ölçeği, Dikkat Kontrolü Ölçeği'nin basitleştirilmiş versiyonudur. Judah ve diğerleri (2014) ise Dikkat Kontrolü Ölçeği'nin 12 maddeden oluşan kısa versiyonunu öne sürmüştür. Ölçeğin geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları, Judah ve diğerleri (2014) tarafından gerçekleştirilmiş ve birden fazla çalışma çerçevesinde psikometrik özellikleri incelenmiştir. Çalışma sonuçları Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Versiyonu'nun oldukça iyi psikometrik özelliklere sahip olduğunu göstermiştir. Ölçek çerçevesinde dikkati odaklama ve dikkati kaydırmaya ilişkin maddeler yer almaktadır.

Türkçe alanyazın incelendiğinde, Derryberry ve Reed (2002) tarafından geliştirilen, Dikkat Kontrolü Ölçeği ilk olarak Akın ve diğerleri (2013) tarafından Türkçeye uyarlanmış ve ölçekin geçerliği ve güvenilirliği, üniversite öğrencilerinden oluşan bir çalışma grubunda incelenmiştir. İkinci olarak, Altan Atalay ve diğerleri (2024) tarafından Türkçeye uyarlanması yapılmış ve yetişkin örnekleme için psikometrik özellikleri değerlendirilmiştir. Judah ve diğerleri (2014) tarafından önerilen Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu'nun (DKÖ-KF) ise Türkçe geçerlik ve güvenilirliğine bakılan bir çalışma bulunmamaktadır. Türkçe literatür incelendiğinde, yetişkinlerin ve üniversite öğrencilerinin dikkatlerini ölçen ölçekler bulunmasına rağmen ergenler için kullanılabilecek bir dikkat ölçekine rastlanmamıştır.

### **Araştırmanın Amacı ve Önemi**

Bu araştırma, Derryberry ve Reed (2002) tarafından geliştirilen ve Judah ve diğerleri (2014) tarafından 12

maddelik kısa forma çevrilen Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu'nu (DKÖ-KF) Türkçeye uyarlayarak lise düzeyindeki ergen grupta ölçeğin geçerlik ve güvenilirlik çalışmalarını gerçekleştirmeyi amaçlamaktadır.

Bu çalışmada Türkçe alanyazında ergenler için dikkat kontrolünü değerlendiren bir ölçme aracının bulunup bulunmadığını belirlemek amacıyla sistematik bir alanyazın taraması yapılmıştır. Tarama, TR Dizin, Google Scholar ve Web of Science (WoS) veri tabanları kullanılarak son 15 yıla ait yayınlar üzerinden gerçekleştirilmiştir. Tarama “dikkat” ve “dikkat kontrolü” anahtar kelimeleri ile Türkçe ve İngilizce olarak yapılmıştır. Tarama sonucunda, Türkçe alanyazında dikkatin genel veya klinik belirtilerini değerlendirmeye yönelik bazı ölçme araçlarına ulaşılmış olmakla birlikte, mevcut ölçeklerin, büyük oranda dikkat eksikliği belirtilerine odaklı olduğu ve çalışmanın kuramsal çerçevesinde ele alınan dikkat kontrolünü içeren bileşenleri yeterli düzeyde temsil etmediği değerlendirilmiştir. Bu sebeple, çalışmada dikkat kontrolünü kapsayıcı biçimde değerlendirebilecek yeni bir ölçme aracının Türk kültürüne kazandırılmasının önemli olduğu düşünülmüştür. Türkçe alanyazında dikkat kontrolünü değerlendirmeye yönelik olarak yetişkinler ve üniversite öğrencileri için geliştirilmiş uzun bir form bulunmuştur. Fakat bu ölçeğin ergen örnekleme uyarlanmış bir formuna ve kısa formuna ulaşılamamıştır. Bu durum, ergen örnekleme uygun ve uygulama süresi açısından daha ekonomik olması amacıyla kısa form ölçeğe duyulan gereksinimi ortaya koymaktadır. Dikkat kontrolünün bireylerin akademik ve sosyal başarılarında kritik bir öneme sahip olması ve bu konuda artan araştırma gereksinimi nedeniyle, bu ölçeğin Türkçeye uyarlanmasının alanyazında önemli bir boşluğu dolduracağı düşünülmektedir. Bu nedenle, ölçeğin alanyazına kazandırılmasıyla ergenlerin dikkat kontrol düzeylerinin belirlenmesi kolaylaşacak ve dikkat kontrolü düşük olan bireyler için önleme ve müdahale çalışmalarının yürütülmesine katkı sağlanacaktır. Ayrıca, ölçeğin Türkçeye uyarlanmasıyla dikkat kontrolünü farklı değişkenler kullanılarak yeni araştırmaların yapılmasına olanak sağlanacağı öngörülmektedir.

## Yöntem

### Araştırmanın Modeli

Bu çalışma, Derryberry ve Reed (2002) tarafından geliştirilen ve Judah ve diğerleri (2014) tarafından 12 maddelik kısa formu önerilen DKÖ-KF'nin Türkçeye uyarlanmasını amaçlamaktadır.

### Evren ve Örneklem

Araştırmanın evreni, İzmir ilindeki ortaöğretim kurumlarındaki lise öğrencilerinden oluşmaktadır. Örneklem büyüklüğü, %95 güven düzeyi ve %4 hata payı gözetilerek 598 olarak hesaplanmış ve en az bu sayıya ulaşmak hedeflenmiştir. Araştırmada, Millî Eğitim Bakanlığı'na bağlı ortaöğretim kurumlarında yürütülen idari izin süreçleri nedeniyle tesadüfi örnekleme yapılamamış; bu nedenle olasılığa dayalı olmayan örnekleme yöntemlerinden amaçlı örnekleme yöntemi kullanılmıştır. Bu kapsamda İzmir ilinde yer alan üç ilçe belirlenmiş, ardından İl Millî Eğitim Müdürlüğü tarafından izin alınabilen liseler araştırmaya dahil edilmiştir. Bu kapsamda İzmir ilinde yer alan dört farklı liseden toplam 708 öğrenci araştırmanın örneklemini oluşturmuştur. Katılımcıların yaş ortalaması 16'dır (Ss = 1.119). Çalışma grubuna ait bilgiler Tablo 1'de verilmiştir.

**Tablo 1.** Katılımcıların sosyo-demografik özellikleri

	f	%
Cinsiyet		
Kız	409	57.8
Erkek	299	42.2
Sınıf Düzeyi		
9.Sınıf	172	24.3
10.Sınıf	164	23.2
11.Sınıf	220	31.1
12.Sınıf	152	21.5
Anne Eğitim Düzeyi		
Okuryazar değil	26	3.7
Okuryazar	17	2.4
İlkokul	132	18.6
Ortaokul	102	14.4
Lise	203	28.7
Lisans	192	27.1
Yüksek Lisans-Doktora	36	5.1
Baba Eğitim Düzeyi		
Okuryazar değil	2	0.3
Okuryazar	9	1.3
İlkokul	135	19.1
Ortaokul	107	15.1
Lise	211	29.8
Lisans	208	29.4
Yüksek Lisans-Doktora	36	5.1
Algılanan Sosyo-Ekonomik Durum		
Düşük	49	6.9
Orta	587	82.9
Yüksek	72	10.2
Algılanan Akademik Başarı		
Düşük	64	9.0
Orta	483	68.2
Yüksek	161	22.7

### Veri Toplama Araçları ve Süreci

Araştırma verileri DKÖ-KF, Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu, Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği ve Kişisel Bilgi Formu ile edinilmiştir. Araştırmaya katılım sürecinde, gönüllülük esas alınarak veriler toplanmıştır.

### Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu

Derryberry ve Reed (2002) tarafından, bireylerin kasıtlı dikkat kontrol düzeyini ölçmek amacıyla geliştirilen Dikkat Kontrolü Ölçeği'nin, 12 maddelik kısa formu Judah ve diğerleri (2014) tarafından oluşturulmuştur. 1., 2., 3., 4., 5., 6. ve 8. maddelerde ters puanlanma yapılmaktadır. Judah ve diğerleri (2014) ölçeğin geçerlik ve güvenilirliğine ilişkin çalışmaları birden fazla aşamada gerçekleştirmiştir. Yapılan ilk çalışma kapsamında 499 üniversite öğrencisiyle çalışılmış (Yaş ortalaması = 19.4) ve 2 faktörlü (dikkati odaklama ve dikkati kaydırma) bir yapıya sahip olduğu belirlenmiştir. İlk çalışma kapsamında açılımlayıcı faktör analizi (AFA) yapılarak faktör yükü .40'tan düşük tüm maddeler ölçme aracından çıkartılarak 12 maddelik bir form oluşturulmuştur. Bu çalışma sonucunda “Dikkati odaklama” alt boyutunun 7, “Dikkati kaydırma” alt boyutunun ise 5 maddeden oluştuğu görülmektedir. Cronbach Alfa güvenilirlik katsayısı bu çalışmada ölçeğinin tamamı için .84 alt ölçeklerden dikkati odaklama için .82, dikkati kaydırma için ise .71 bulunmuştur. İkinci çalışma çerçevesinde 198 lisans öğrencisiyle çalışılmış ve yine bu kapsamda DFA yapılarak ( $\chi^2(53) = 78.96, p = 0.01, CFI = .96, TLI = .95, AIC = 152.96, RMSEA = 0.05$ ) ölçeğin 2 faktörlü yapısı (dikkati odaklama ve dikkati kaydırma) doğrulanmıştır. Üçüncü

çalışma kapsamında 58 öğrenciyle çalışılmış (Yaş ortalaması = 19.7, Ss = 2.9) ve ölçeğin Cronbach Alfa güvenilirlik katsayısı ölçeğinin tamamı için .83 dikkati odaklama alt ölçeği için .81 ve dikkati kaydırma alt ölçeği için .73 saptanmıştır. Bu çalışmada, Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu'nun alt boyutları olan "Dikkati odaklama" ve Dikkati kaydırma", çeşitli psikolojik değişkenlerle anlamlı ilişkiler göstermiştir. Ölçeğin hem toplam puanı hem de alt boyutları, Sosyal Etkileşim Kaygısı Ölçeği (SIAS) ve Bilişsel Hatalar Ölçeği (CFQ) ile negatif yönde ilişkili bulunmuştur.

Ayrıca, Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu ve alt boyutları, İstenmeyen Düşüncelerle Başa Çıkma Ölçeği'nin (TCQ) "Dikkat Dağıtma" alt boyutu ile pozitif yönde ilişkili bulunmuştur. Ek olarak, Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu'nun Odaklanma alt boyutu, "Kaygılanma" ve "Kendini Cezalandırma" alt boyutlarıyla negatif yönde ilişkili bulunmuştur. Son olarak, dördüncü çalışma kapsamında 48 üniversite öğrencisiyle çalışılmış (Yaş ortalaması = 19.4, Ss = 2.6) ve Dikkat Kontrolü Ölçeği'nin performansa dayalı görevlerle geçerliliği incelenmiştir. Bu çalışmada, Dikkat Kontrolü Ölçeği'nin toplam puanı performansa dayalı görevlerle ilişkisi açısından incelenmiştir. Ölçeğin toplam puanı, antisakkad performansı ve prosakkad tepki süresiyle pozitif yönde ilişkili bulunmuş; aynı zamanda Sürekli Kaygı ve Sürekli Depresyon düzeyleriyle negatif yönde anlamlı ilişkiler göstermiştir. Alt ölçek düzeyinde ise, "Dikkati Odaklama" alt boyutu antisakkad performansı ve prosakkad tepki süresiyle anlamlı düzeyde pozitif ilişkili bulunmuştur. Ayrıca, bu alt boyut Beck Depresyon Envanteri (BDI-II), Sürekli Kaygı ve Bilişsel Hatalar Ölçeği (CFQ) ile negatif yönde ilişkili bulunmuştur. Bunlara ek olarak, "Dikkati Kaydırma" alt boyutu görev geçişi performansı ile pozitif yönde ilişki bulunurken, Sürekli Depresyon ve Durumsal Kaygı düzeyleriyle negatif yönde ilişki belirlenmiştir. Ölçeğin toplam puanına ilişkin Cronbach Alfa güvenilirlik katsayısı .85 dikkati odaklama alt ölçeği için .87 iken dikkati kaydırma alt ölçeği için .77 olduğu tespit edilmiştir.

### **Dikkat Kontrolü Ölçeği Kısa Formu'nun Türkçeye Uyarlama Aşamaları**

DKÖ-KF'nin Türkçeye uyarlanması sürecinde, ilk olarak ölçeğin 20 maddelik formunu geliştiren Derryberry ve Reed'ten (2002) izin alınmak istenmiş, ancak ölçeği geliştirenler hayatta olmadığı için ölçeği geliştirenlerden Derryberry ile birlikte ölçeğin Polonya versiyonunun psikometrik özelliklerini inceleyen Małgorzata Fajkowska'dan izin alınmıştır. Daha sonra da ölçeğin 12 maddeden ve iki faktörden oluşan kısa versiyonunun önerildiği Judah ve diğerlerinin (2014) makalesine ulaşılmış ve Matt R. Judah'tan izin alınmıştır.

1. Ölçeğin dil geçerliliğini sağlamak amacıyla ilk olarak, Rehberlik ve Psikolojik Danışma alanında uzman ve İngilizceye hâkim üç uzman tarafından, ölçek maddeleri birbirinden bağımsız olarak Türkçeye çevrilmiştir.
2. Elde edilen çeviriler araştırmacılar tarafından karşılaştırılarak tek bir Türkçe form hâline getirilmiştir.
3. Oluşturulan Türkçe form, alan uzmanı ve ileri düzey İngilizce yeterliliğine sahip bir uzman tarafından anlam eşdeğerliği, ifade açıklığı ve kültürel uygunluk açısından değerlendirilmiş; gerekli görülen maddelerde düzenlemeler yapılarak ölçeğe son hâli verilmiştir.
4. Çalışma için etik kurul izni alınmıştır.

5. Veri toplama süreci, İzmir ilinde 4 ayrı ortaöğretim kurumunda öğrenim gören öğrencilerle yüz yüze gerçekleştirilmiştir.

### **Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu**

Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu Steinberg ve diğerleri (2013) tarafından geliştirilmiştir. Ölçek Benk Durmuş ve diğerleri (2022) tarafından Türkçeye uyarlanmıştır. BDÖ-K ölçeğinin sekiz maddelik (örn. "Dikkat etmem."), tek boyutlu ve dördümlü Likert tipi yapıda bir öz bildirim ölçeğidir. Uyarlama çalışması, çocuk ve ergen psikiyatri polikliniğine başvuru yapan 175 ortaokul ve lise öğrencisi ve 116 hastadan oluşan gruplar üzerinde gerçekleştirilmiştir. BDÖ-K'nin açılımlayıcı faktör analizi ile iki faktörlü olduğu belirlenmiştir. KMO değeri 0,8 ve 0,75; hasta ve kontrol grubu Bartlett'in testi ise;  $\chi^2(28) = 602.72, p < 0.001$  ve  $\chi^2(28) = 190.34, p < 0.001$  şeklindedir. Cronbach Alfa katsayısı hasta grubu için .78, hasta olmayan grup için .70 olarak bulunmuştur. Ayrıca, zayıf öz düzenleme alt boyutu için .67 dürtüsel davranış alt boyutu.73 bulunmuştur (Benk Durmuş vd., 2022). Bu çalışmada Cronbach Alfa güvenilirlik katsayısı .73 bulunmuştur.

### **Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği**

Moilanen (2005) tarafından geliştirilen ölçek, Harma (2008) tarafından Türkçeye uyarlanmıştır. Ölçek toplam 32 maddeden oluşmakla birlikte öz-denetim becerisine ait maddeler (1-4) arasında değerlendirilmektedir (örn. "Sıkıcı bir derste, dikkatimi toplamakta zorlanırım"). Ölçek öz-denetim başarısı ve öz-denetim başarısızlığı olarak iki alt boyuttan oluşmaktadır. Öz-denetim başarı boyutunun varyansı 19.15% öz-denetim başarısızlığı boyutuysa %10.07'dir. Ölçeğin doğrulayıcı faktör analizine ait uyum indeksleri:  $\chi^2(404, N = 292) = 664.63, p < .001$ , CFI = .86, GFI = .87, NNFI = .85, AGFI = .85, RMSEA = .05 şeklindedir. Ölçeğin öz-denetim başarı boyutunun iç tutarlılığı .85, öz-denetim başarısızlığının ise 80'dir (Harma, 2008). Bu çalışma kapsamında ölçeğin Cronbach Alfa iç tutarlık katsayıları alt boyutlardan öz-denetim başarısı için .83, öz-denetim başarısızlığı için .73 bulunmuştur.

### **Kişisel Bilgi Formu**

Bu formda katılımcıların cinsiyetleri, yaşları, sınıf düzeyleri, ebeveyn eğitim durumları, algılanan akademik başarı ve sosyoekonomik düzeyleri ile ilgili sorular yer almaktadır.

### **Verilerin Analizi**

Veri analizinden önce, veri setinde bulunan hatalı girişler ve aykırı değerlerin bulunup bulunmadığı kontrol edilmiş; ayrıca verilerin normal dağılıma uyup uymadığı değerlendirilmiştir. DKÖ-KF'nin toplam puanlarına yönelik doğrulayıcı faktör analizinden önce, veri setinin tek ve çok değişkenli normalliklerine bakılmıştır. Çok değişkenli normallik Mahalanobis uzaklığı yöntemi ile incelenmiştir (Çokluk vd., 2016). Ölçekteki her bir madde ve toplam puanlar dikkate alınarak verideki tek değişkenli normallik analiz edilmiş, elde edilen değerlerin normal dağılım aralıklarında olup olmadığı incelenmiştir.

Bu kapsamda, ortalama, çarpıklık, basıklık ve standart sapma katsayıları göz önünde bulundurulmuştur. Basıklık ve çarpıklık katsayılarının -1.50 ve +1.50 aralığı içerisinde bulunması, normal dağılımın bir belirtisi olarak değerlendirilmiştir (Tabachnick ve Fidell, 2013). Ölçeğin geçerlik çalışması için öncelikle, yapı geçerliliğini incelemek amacıyla DFA yapılmıştır. DFA değerlerini yorumlamada

öncelikle serbestlik derecesinin ki-kare değerine oranının ( $\chi^2/sd$ ) 5'ten küçük olması (Hair vd., 2010); Model uyumunun kabul edilebilir sınırlar içinde olduğunu göstermek amacıyla RMSEA ve SRMR katsayılarının .08'den küçük; GFI, CFI ve IFI değerinin ise .90'dan büyük olması ölçüt olarak belirlenmiştir. (Hu ve Bentler, 1999). Ayrıca benzer ölçek geçerliği için; DKÖ-KF ile Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği'nin Öz-Denetim Başarısı Alt Ölçeği arasındaki ilişki incelenmiştir. Ayırt edici ölçek geçerliği için de DKÖ-KF ile Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği'nin Öz-Denetim Başarısızlığı Alt Ölçeği ve Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu arasındaki ilişkiler Pearson Momentler Çarpımı Korelasyon Katsayısı hesaplanarak incelenmiştir. Cronbach Alfa ile iç tutarlılık ve test-tekrar test yöntemiyle güvenilirlik düzeyleri hesaplanarak, çalışmanın güvenilirliği değerlendirilmiştir. Verilerin analizinde program olarak IBM SPSS 24 ile AMOS 24 kullanılmıştır.

### Araştırmanın Etik İzni

Bu çalışma Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal ve Beşeri Bilimler Bilimsel Araştırma ve Yayın Etik Kurulu'nun 28.05.2025 tarihli toplantısında alınan 55 sayılı onay kararı ile yürütülmüştür.

### Bulgular

#### İlk Aşama İstatistiksel Analizler

Doğrulayıcı faktör analizi öncesinde çok değişkenli normallik varsayımı Mahalanobis uzaklığı değerleri kullanılarak incelenmiştir. Her bir gözlem için hesaplanan Mahalanobis uzaklığına ilişkin olasılık (p) değerleri değerlendirilmiş;  $p < .001$  ölçütünü sağlayan herhangi bir gözlem bulunmadığı belirlenmiştir. Bu doğrultuda veri setinde çok değişkenli uç değer olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Tek değişkenli normallik varsayımını test etmek amacıyla ölçeğin toplam puanı ve her madde için çarpıklık ve basıklık değerleri incelenmiştir. DKÖ-KF'nin toplam puanına göre ( $\bar{X} = 30.27$ ,  $Ss = 6.39$ ) çarpıklık katsayısı  $-0.062$ , basıklık katsayısı ise  $-0.157$ 'dir. Tablo 2'de DKÖ-KF'nin maddelerine ilişkin aritmetik ortalama, çarpıklık ve basıklık katsayıları ve standart sapmaları verilmiştir.

Tablo 2'de görüldüğü gibi, ölçeğin maddelerine ilişkin aritmetik ortalama puanlarının 1.94 ile 3.06 arasında değiştiği,

standart sapma puanlarının 0.88 ile 1.01 arasında olduğu, Çarpıklık katsayılarının  $-0.79$  ile  $0.65$ , basıklık katsayılarının ise  $-1.11$  ile  $-0.37$  arasında değişiklik göstermektedir. Ölçeğin toplam puanı ile her bir madde için basıklık ve çarpıklık sonuçlarının  $-1.50$  ile  $+1.50$  aralığında bulunması, tek değişkenli normallik varsayımının olduğunu vermektedir (Tabachnick ve Fidell, 2013).

### Yapı Geçerliği Analizine İlişkin Bulgular

DKÖ-KF'nin orijinalinde iki boyutlu olarak tanımlanan faktör yapısının, lise düzeyindeki ergen örnekleminde de geçerli olup olmadığını incelemek amacıyla doğrulayıcı faktör analizi (DFA) kullanılmıştır. Ölçeğin kısa formunun önceki çalışmalarda kuramsal olarak net biçimde tanımlanmış iki faktörlü bir yapıya sahip olması nedeniyle, bu çalışmada yapı doğrudan DFA ile sınanmıştır. Analiz sonucu oluşan modelin uyum indeksleri genel olarak kabul edilebilir düzeydedir. Modifikasyon öncesi bazı indeksler (CFI ve IFI) referans değerlerin biraz altında bulunmuş,  $\chi^2/df$  ise ideal sınırın biraz üzerinde olmuştur; GFI, RMSEA ve SRMR ise kabul edilebilir aralıklardadır. Bu nedenle modifikasyon indeksleri incelenmiş ve aynı alt boyut altında yer alan ve içerik açısından benzer dikkat süreçlerini yansıtan bazı madde çiftlerinin hata terimleri arasında kovaryanslar eklenmiştir. "Dikkati Odaklama" alt boyutunda yer alan 1. ve 4. maddeler, çevresel dikkat dağıtıcıların (gürültü ve konuşma) bireyin dikkatini sürdürme üzerindeki etkisini vurgulayan, ifade ve içerik açısından yüksek benzerlik taşıyan maddelerdir. Benzer biçimde, "Dikkati Kaydırma" alt boyutunda yer alan 7. ve 12. maddeler, bireyin bir görevden diğerine geçiş yapabilmeye ve görevler arasında esnek biçimde yön değiştirebilme becerisine odaklanan, kavramsal olarak örtüşen maddelerdir. Bu içerik benzerliklerinin, maddeler arasında modele yansımayan ortak hata varyansı oluşturabileceği değerlendirilmiştir. Bu nedenle söz konusu madde çiftlerinin hata terimleri arasında kovaryanslar, yalnızca istatistiksel uyumu iyileştirmek amacıyla değil, kuramsal ve içerik temelli gerekçeler dikkate alınarak ve sınırlı sayıda olacak biçimde modele eklenmiştir. Modifikasyon öncesi ve sonrası modele ait uyum indeksleri Tablo 3'te sunulmuştur. Yapılan sınırlı modifikasyonlar sonrasında, DKÖ-KF'nin iki faktörlü modeline ilişkin uyum indekslerinin kabul edilebilir ve iyi düzeyde olduğu görülmüştür.

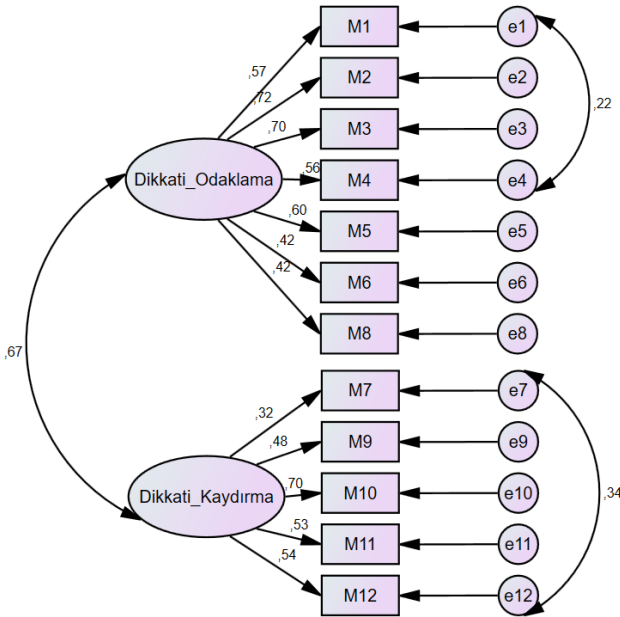
**Tablo 2.** DKÖ-KF'nin maddelerine ilişkin istatistiksel dağılımlar

Maddeler	$\bar{X}$	Ss	Çarpıklık katsayısı	Basıklık katsayısı
M1 Etrafta gürültü varken zor bir işe odaklanmak benim için çok zordur.	2.29	0.95	0.09	-0.98
M2 Odaklanıp bir problemi çözmem gerektiğinde dikkatimi toplamakta zorlanırım.	2.74	0.88	-0.48	-0.38
M3 Bir şey üzerinde yoğun bir şekilde çalışırken bile etrafımdaki olaylardan dikkatim dağılır.	2.63	0.93	-0.31	-0.75
M4 Bir şey okurken ya da ders çalışırken aynı odada konuşan insanlar varsa dikkatim kolayca dağılır.	2.42	0.99	-0.08	-1.08
M5 Dikkatimi bir şeye vermeye çalışırken, dikkatimi dağıtan düşünceleri engellemekte zorlanırım.	2.39	0.98	0.01	-1.05
M6 Bir şey için heyecanlandığımda odaklanmakta zorlanırım.	2.37	1.01	0.08	-1.11
M7 Bir işten diğerine hızlıca geçiş yapabilirim.	2.78	0.93	-0.18	-0.93
M8 Derslerde not alırken dinleme ve yazmayı bir arada yürütmekte zorlanırım.	3.06	1.00	-0.79	-0.49
M9 Gerektiğinde yeni bir konuyla çok hızlı bir şekilde ilgilenebilirim.	2.85	0.92	-0.28	-0.89
M10 İşim bölündüğünde veya dikkatim dağıldığımda, dikkatimi kolayca yeniden yaptığım işe odaklayabilirim.	2.24	0.94	0.31	-0.81
M11 Dikkatimi dağıtan bir düşünce aklıma geldiğinde, bu düşünceden uzaklaşmak benim için kolaydır.	1.94	0.89	0.65	-0.37
M12 İki farklı görev arasında geçiş yapmak benim için kolaydır.	2.55	0.93	0.11	-0.88

**Tablo 3.** Modifikasyon öncesi ve sonrası modele ait uyum indeksleri

Model	$\chi^2$ (df)	$\chi^2/df$	p	CFI	TLI	GFI	IFI	SRMR	RMSEA [90% CI]	pclose
Modifikasyon Öncesi	232.16 (53)	6.06	.000	.86	.82	.92	.89	.06	.07 [.08-.09]	.000
Modifikasyon Sonrası	232.16 (51)	4.55	.000	.91	.88	.95	.91	.05	.07 [.06-.08]	.000

Sonuç olarak, DFA bulguları DKÖ-KF'nin iki faktörlü modeline ilişkin uyum indekslerinin kabul edilebilir düzeyde olduğunu ortaya koymaktadır. Modelin uyum indeksleri incelendiğinde;  $\chi^2/sd$  oranının 5'ten küçük bulunması (Hair vd., 2010; Hu ve Bentler, 1999), CFI, GFI, IFI değerlerinin .90 ve daha fazla olması, RMSEA ve SRMR değerinin .08'den düşük olması (Hu ve Bentler, 1999) beklenen ölçütlerin karşılandığını göstermektedir. Bununla birlikte, TLI değerinin .90 eşik değerinin bir miktar altında kalması ve pclose değerinin .000 olması, modelin "yakın uyum" (close fit) kriterini tam olarak karşılamadığına işaret etmektedir. Ancak 708 katılımcıdan oluşan geniş örneklerde  $\chi^2$  tabanlı indekslerin ve pclose testinin manidarlığa karşı yüksek hassasiyet gösterdiği bilinmektedir (Bentler ve Bonett, 1980). Ayrıca ölçeğin 12 maddelik kısa form yapısı ve iki faktörlü modelinin sınırlı serbestlik derecesi (df = 51) dikkate alındığında, TLI'nın modelin sadeliğini (parsimony) gözetim düzeltme özelliği (Kenny, 2020) bu değer üzerinde etkili olmuş olabilir. Bu nedenle, diğer temel indekslerin (CFI, SRMR, RMSEA) sağladığı kanıtlar doğrultusunda modelin yapı geçerliğinin kabul edilebilir düzeyde olduğu değerlendirilmiştir. Ölçeğin madde faktör yükleri ise .32 ile .72 arasında sıralanmakta olup .30 eşik değerini (Büyüköztürk, 2023) karşılamaktadır. Şekil 1'de DFA ile ulaşılan bulgular yer almaktadır.



**Şekil 1.** DKÖ-KF'nin DFA sonuçları (n = 708,  $\chi^2/sd = 4.55$ ,  $p < .001$ )

### Ölçme Değişmezliğine İlişkin Bulgular

Bu çalışmada, kullanılan ölçme aracının cinsiyet açısından ölçme değişmezliği çok gruplu doğrulayıcı faktör analizi ile incelenmiştir. Ölçme değişmezliği sırasıyla yapısal, zayıf, güçlü, kısmi güçlü ve katı düzeylerde test edilmiştir. Elde edilen uyum istatistikleri Tablo 4'te sunulmuştur.

Yapısal değişmezlik modelinin kabul edilebilir uyum değerleri verdiği görülmüştür (RMSEA = .053, CFI = .892). Ardından test edilen metrik değişmezlik modelinde faktör yüklerinin eşitlenmesi model uyumunda anlamlı bir bozulmaya yol açmamıştır ( $\Delta CFI = .000$ ). Bu bulgu,

maddelerin gruplar arasında benzer biçimde işlediğini göstermektedir. Güçlü değişmezlik modelinde faktör yüklerine ek olarak madde sabitleri eşitlenmiş ve ardışık modeller arasındaki CFI farkının kabul edilebilir sınırlar içinde kaldığı belirlenmiştir ( $\Delta CFI = .008$ ). Model uyumunun iyileştirilmesi amacıyla bazı madde sabitlerinin serbest bırakılmasıyla kısmi güçlü değişmezlik modeli test edilmiş ve bu modelin de kabul edilebilir uyum sağladığı görülmüştür ( $\Delta CFI = .007$ ). Son aşamada hata varyanslarının da eşitlenmesiyle katı değişmezlik modeli test edilmiş, bu modelin bir önceki modele kıyasla anlamlı bir uyum kaybına yol açmadığı belirlenmiştir ( $\Delta CFI = .002$ ). Ölçme değişmezliği değerlendirilirken  $\Delta CFI \leq .01$  ölçütü esas alınmıştır (Chen, 2007; Cheung ve Rensvold, 2002).

### Benzer ve Ayırt Edici Ölçek Geçerliği Bulguları

Çalışmada DKÖ-KF'nin benzer ölçek geçerliği için "Öz-Denetim Başarısı", ayırt edici geçerliği için ise "Öz-Denetim Başarısızlığı" ve "Dürtüsellik" ölçütleri kullanılmıştır. Kavramsal açıdan dikkat kontrolü, bireyin dikkatini amaca yönelik odaklayabilme ve bozucu uyarılar arasında kaydırabilme becerisini temsil ederken; öz-denetim ve dürtüsellik bu bilişsel kapasitenin davranışsal denetimdeki yansımalarıdır. Bu nedenle, DKÖ-KF'nin, "Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği'nin Öz-Denetim Başarısı Alt Ölçeği" ile pozitif; "Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği'nin Öz-Denetim Başarısızlığı Alt Ölçeği" ve "Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu" ile negatif yönde ilişkili olması teorik olarak beklenmiştir. Veriler normal dağılım sergilediği için korelasyon katsayılarının hesaplanmasında Pearson Korelasyon analizi kullanılmıştır. Bulgular Tablo 5'te yer almaktadır.

Tablo 5'te verildiği gibi DKÖ-KF'nin, Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği'nin Öz-Denetim Başarısı Alt Ölçeği ile pozitif ( $r = .60$ ,  $p < .01$ ), Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği'nin Öz-Denetim Başarısızlığı Alt Ölçeği ( $r = -.60$ ,  $p < .01$ ) ve Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu ( $r = -.46$ ,  $p < .01$ ) ile negatif yönde anlamlı ilişkiler sergilediği tespit edilmiştir. Bu bulgular ölçeğin ölçüt geçerliğini desteklemektedir (Tavşancıl, 2014). Ancak sadece korelasyon yönüne dayalı bir değerlendirmenin sınırlılığı göz önünde bulundurularak, ayırt edici geçerlik için DFA tabanlı model karşılaştırma yöntemi uygulanmıştır.

Ölçeğin ayırt edici geçerliğini yapısal düzeyde test etmek amacıyla ayrıca DFA tabanlı model karşılaştırma yöntemi uygulanmıştır. Bu kapsamda, tüm maddelerin tek bir genel faktör altında toplandığı "Tek Faktörlü Model" ile önerilen "İki Faktörlü Model" karşılaştırılmıştır. Analiz sonucunda, iki faktörlü modelin ( $\chi^2 = 232.16$ ,  $df = 51$ ), tek faktörlü modele ( $\chi^2 = 339.63$ ,  $df = 52$ ) göre anlamlı derecede daha iyi uyum sağladığı saptanmıştır ( $\Delta\chi^2 = 107.47$ ,  $p < .001$ ). Bu bulgu, ölçeği oluşturan boyutların birbirinden istatistiksel olarak ayrıştığını kanıtlamaktadır. Ayrıca, ölçeklerin tamamının öz bildirim tarzında olmasının yaratabileceği ortak yöntem varyansı (common method variance) riski Harman'ın tek faktör testi ile incelenmiştir. Yapılan analizde, tek faktörün açıkladığı varyansın %32.46 olduğu ve %50 eşik değerinin altında kaldığı görülmüştür. Bu durum, ölçüm araçlarının aynı yöntemle toplanmasından kaynaklanabilecek sistematik bir hata riskinin düşük olduğunu göstermektedir.

**Tablo 4.** DKÖ-KF'nin cinsiyete göre ölçme değişmezliği aşamalarına ilişkin uyum istatistikleri

Model	$\chi^2$	df	RMSEA	CFI	$\Delta$ CFI
Yapısal (Configural) değişmezlik modeli	303.415	102	.053	.892	–
Zayıf (Metric) değişmezlik modeli	314.010	112	.051	.892	.000
Güçlü (Scalar) değişmezlik modeli	339.589	123	.050	.884	.008
Kısmi güçlü değişmezlik modeli	323.516	121	.049	.891	.007
Katı (Strict) değişmezlik modeli	333.012	133	.046	.893	.002

**Tablo 5.** DKÖ-KF ile Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği ve Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu arasındaki korelasyon katsayıları

	Öz-Denetim Becerileri Ölçeği Öz-Denetim Başarısı Alt Ölçeği	Öz-Denetim Becerileri Ölçeği Öz-Denetim Başarısızlığı Alt Ölçeği	Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu
DKÖ-KF	.60**	-.60**	-.46**

\*\*  $p < .01$ **Tablo 6.** DKÖ-KF'nin madde analizi ve iç tutarlılık bulguları

Madde No	Madde Silindiğinde Ölçek Ortalaması	Madde Silindiğinde Ölçek Varyansı	Düzeltilmiş Madde-Toplam Korelasyonu	Madde Silindiğinde Cronbach Alfa
M1	27.98	34.52	.48	.78
M2	27.52	34.06	.58	.77
M3	27.64	34.12	.53	.78
M4	27.85	34.39	.47	.78
M5	27.88	34.07	.50	.78
M6	27.89	35.55	.35	.79
M7	27.49	36.80	.28	.80
M8	27.21	35.08	.40	.79
M9	27.41	35.71	.38	.79
M10	28.02	34.21	.52	.78
M11	28.33	35.80	.40	.79
M12	27.71	34.92	.46	.78

**Tablo 7.** DKÖ-KF'nin güvenirlik analizlerine ilişkin bulgular

	Cronbach $\alpha$ katsayısı	Bileşik güvenirlik katsayısı	Test-tekrar test güvenirlik katsayısı
Dikkati Odaklama Alt Ölçeği	.77	.91	.81**
Dikkati Kaydırma Alt Ölçeği	.68	.75	.69**
DKÖ-KF Toplam Puanı	.80	.96	.84**

\*\*  $p < .01$ 

Ölçeğin iç tutarlılığını değerlendirmek amacıyla madde-toplam korelasyonları ve madde silindiğinde alfa katsayılarındaki değişim de incelenmiştir (Tablo 6). Tablo 6'da görüldüğü üzere, düzeltilmiş madde-toplam korelasyon katsayıları .28 ile .58 arasında değişmektedir. Hiçbir maddenin silinmesi toplam güvenirlik katsayısında (.80) anlamlı bir artışa neden olmamıştır; bu bulgu ölçeği oluşturan 12 maddenin de ölçülen yapıyla uyumlu olduğunu göstermektedir.

DKÖ-KF'nin test-tekrar test güvenirliğini değerlendirmek amacıyla ölçek, iki hafta aralıkla 203 öğrenciye yeniden uygulanmıştır. Pearson Momentler Çarpımı Korelasyon Katsayısı hesaplanarak, iki uygulamanın verileri arasındaki ilişki düzeyi değerlendirilmiştir. Yüksek düzeyde test-tekrar test korelasyon katsayısı ( $r = .84, p < .01$ ) belirlenmiştir. Buna göre ölçeğin test-tekrar güvenirliğinin sağlandığı sonucuna ulaşılmıştır. Güvenirlik analizine ilişkin bulgular Tablo 7'de verilmiştir.

### Sonuç, Tartışma ve Öneriler

Bu araştırma, Derryberry ve Reed (2002) tarafından geliştirilip, Judah ve diğerleri (2014) tarafından kısa forma dönüştürülen DKÖ-KF'nin Türkçeye uyarlamasını yapmaktır. Ayrıca, bu çalışmada lise öğrencileri için ölçeğin geçerlik ve güvenirlik analizleri gerçekleştirilmiştir. Ölçeğin uyarlama

sürecinde ilk olarak ölçeğin Türkçeye çevirisi yapılmıştır. Rehberlik ve Psikolojik Danışma alanında uzman ve İngilizce bilgisi ileri düzeyde olan dört uzman tarafından Türkçe çevirisi yapılmıştır. Daha sonra çevirisi yapılan ölçek araştırmacılar aracılığıyla tek bir form haline getirilmiştir. İngilizce bilgisine sahip başka bir uzmandan görüş alınarak ölçeğin son formunun doğruluğu değerlendirilmiştir. Bu aşamalar sonucu Türkçe formun orijinal ölçekle uyumlu olduğuna karar verilmiştir.

DKÖ-KF'nin ergenler üzerinde yapı geçerliği için yapılan doğrulayıcı faktör analizine göre Türkçe versiyonun yapısı ile orijinal versiyonun yapısı benzer olduğu görülmüştür. Ölçeğin özgün formunda ortaya konan iki faktörlü yapının doğrulandığı ve uyum indekslerinin kabul edilebilir seviyelerde olduğu gözlemlenmiştir.  $\chi^2(51) = 232.16, \chi^2/sd = 4.55, p = .000, CFI = .91, GFI = .95, IFI = .91, SRMR = .05, RMSEA = .07 [90\% CI = .06 - .08], Pclose = .000, CFI, GFI, IFI ve NFI değerleri .90 değerinin üzerindedir (Hair vd., 2010). Maddelerin faktör yükleri ise .32 ile .70 aralığında değişiklik göstermektedir. Maddelere ait faktör yük değerlerinin .30'dan fazla çıkması (Kline, 2016) ile madde-toplam korelasyonları ve madde silindiğinde alfa katsayılarındaki değişim de incelenmesi sonucu maddelerin silinmesi toplam güvenirlik katsayısında anlamlı bir artışa sağlamadığından ölçekten hiçbir madde çıkartılmamıştır.  $\chi^2/sd$ 'nin 5'in, yani kabul$

edilebilir değerler altında olduğu belirlenmiştir (Hair vd., 2010; Hu ve Bentler, 1999). Bu çalışmada doğrulayıcı faktör analizi sonucunda elde edilen başlangıç uyum indeksleri genel olarak kabul edilebilir düzeyde olmakla birlikte, bazı indekslerin (özellikle CFI ve IFI) önerilen referans değerlerin altında kalması ve  $\chi^2/df$  oranının ideal sınırın biraz üzerinde olması nedeniyle, modelin kuramsal yapısı korunarak sınırlı sayıda modifikasyona başvurulmuştur. Aynı alt boyut içerisinde yer alan ve benzer dikkat süreçlerini yansıtan maddeler arasında, ölçüm modeline yansımaya ortak hata varyansı bulunabileceği varsayımına dayalı olarak hata kovaryansları tanımlanmıştır. Bu sınırlı modifikasyonlar sonrasında uyum indekslerinde iyileşme gözlenmiş ve iki faktörlü modelin veriyi iyi düzeyde uyum sağladığı sonucuna ulaşılmıştır.

Ölçeğin farklı cinsiyetler arasında aynı yapıyı ölçtüğünü ve maddelerin gruplar arasında benzer biçimde işlediğini göstermektedir. Bu bulgular, ölçeğin faktör yapısının ve faktör yüklerinin gruplar arasında karşılaştırılabilir olduğunu ve gizil değişken ortalamalarının güvenilir biçimde karşılaştırılmasına olanak sağladığını göstermektedir. Elde edilen sonuçlar, ölçeğin farklı cinsiyetlerde geçerli ve güvenilir biçimde kullanılabilmesini desteklemektedir.

Ölçeğin benzer ölçek geçerliliğinin için DKÖ-KF ile Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği'nin Öz-Denetim Başarısı alt ölçeği arasındaki korelasyon katsayısı incelenmiş ve arada pozitif yönlü bir korelasyon ( $r = .60, p < .01$ ) olduğu görülmüştür. Ölçeğin ayırt edici geçerliği için ise DKÖ-KF ile Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu ve Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği'nin, Öz-Denetim Başarısızlığı alt ölçeği arasındaki korelasyon katsayıları incelenmiştir. DKÖ-KF'nin hem Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Formu ile ( $r = -.46, p < .01$ ) hem de Ergenlerde Öz-Denetim Becerileri Ölçeği'nin Öz-Denetim Başarısızlığı alt ölçeği ile negatif ilişkili ( $r = -.60, p < .01$ ) olduğu tespit edilmiştir. Benzer test geçerliği kapsamında, uyarlanan bir ölçeğin benzer yapıları ölçen ve geçerliği önceden kanıtlanmış başka bir ölçekle pozitif yönde anlamlı ilişki göstermesi beklenir. Ayırt edici geçerlik kapsamında ise, ölçme aracıyla ters yönde ilişkili bir yapıyı değerlendiren ve geçerliği sağlanmış bir başka ölçeğin negatif ilişkili olması gerekir (Büyüköztürk, 2023). Ek olarak, ölçeğin ayırt edici geçerliğini yapısal düzeyde test etmek amacıyla ayrıca DFA tabanlı model karşılaştırma yöntemi uygulanmıştır. Analiz sonucunda, iki faktörlü modelin anlamlı derecede daha iyi uyum sağladığı gözlenmiştir. Bu bulgu, ölçeği oluşturan boyutların birbirinden istatistiksel olarak ayrıştığını kanıtlamaktadır. Sonuç olarak, DKÖ-KF'nin Türkçe versiyonunun, benzer ve ayırt edici ölçümler açısından geçerliğe sahip olduğu sonucuna varılmıştır.

Bu çalışmada, DKÖ-KF'nin ergenler için güvenilirlik düzeyini belirlemek amacıyla öncelikle Cronbach Alfa katsayısı ölçülmüştür. Gerçekleştirilen analizler neticesinde Cronbach Alfa katsayısı ölçeğin tamamı için .80, alt ölçeklerden dikkati odaklama için .77, dikkati kaydırma için ise .68 bulunmuştur. Cronbach Alfa katsayısının .60 ve üstü hesaplanması iyi düzeyde bir değer olarak değerlendirilmektedir (Pallant, 2001). Ölçeğin yapısal güvenilirlik kanıtı olarak Bileşik (Kompozit) Güvenirlik (CR) değerleri de hesaplanmıştır. Bileşik güvenilirlik değerleri; Dikkati Odaklama için .91, Dikkati Kaydırma için .75 ve toplam puan için .96 olarak hesaplanmıştır. Bileşik güvenilirlik değerlerinin .70 eşik değerinin üzerinde olması (Hair vd., 2010) ölçeğin iyi düzeyde güvenilirliğe sahip olduğunu göstermektedir. Buna göre DKÖ-KF'nin iyi düzeyde bir güvenilirlik verdiği tespit edilmiştir. Ölçeğe ait özgün formun

Cronbach Alfa iç tutarlılığı dört farklı çalışmada hesaplanmıştır. İlk çalışmada Cronbach Alfa katsayısı, alt ölçeklerden dikkati odaklama için .82 dikkati kaydırma için .71 hesaplanmıştır. Üçüncü çalışmada ölçeğin tamamı için .83, alt ölçeklerde dikkati odaklama için .81 dikkati kaydırma için .73, dördüncü çalışmada ise ölçeğin tamamı için .85, dikkati odaklama alt ölçeği .87, dikkati kaydırma alt ölçeği için .77 olduğu raporlanmıştır (Judah vd., 2014). Bu bulgular, Türkçeye uyarlanan formun iç tutarlılık bakımından güvenilirliğinin orijinal ölçekle büyük ölçüde örtüştüğünü ortaya koymaktadır. Ek olarak ölçek güvenilirliğini değerlendirmek için test-tekrar test yöntemi kullanılmıştır. Bu doğrultuda, ölçek 203 öğrenciye iki hafta süre ile yeniden gerçekleştirilmiştir. Birinci uygulama ile ikinci uygulama sonuçları arasındaki korelasyon analiz edilerek test-tekrar test güvenilirlik katsayıları hesaplanmıştır. Ulaşılan sonuçlara göre, DKÖ-KF'nin genel güvenilirlik katsayısı .84, alt ölçeklerden Dikkati Odaklama için .81 ve Dikkati Kaydırma için .69 belirlenmiştir. Korelasyon katsayısının .70 değerinden büyük sonuç vermesi yüksek düzeyde ilişki varlığını belirtmektedir (Büyüköztürk, 2023). Dolayısıyla DKÖ-KF'nin test-tekrar test güvenilirliği yüksek düzeyde sonuç sağlamıştır. Test-tekrar test güvenilirliği, bir ölçeğin zaman içerisindeki ölçüm tutarlılığını ve sonuçlarının değişmeden korunma düzeyini ortaya koymaktadır (Karasar, 2013). Ölçeğin orijinal formunun geçerlik ve güvenilirlik analizinin yapıldığı çalışmada ise test-tekrar test güvenilirliğine bakılmamıştır. Bu nedenle, bu bulgu literatüre önemli bir katkı sağlamaktadır.

Bu araştırmanın, çeşitli sınırlılıkları mevcuttur. Araştırmadaki sınırlılıklardan birincisi sadece İzmir ilindeki liselerde öğrenim gören lise öğrencileri ile yapılmasıdır. İkinci sınırlılığı ise kullanılan ölçme araçlarının, öz bildirim türü şeklinde olmasıdır. Bu sınırlılığı gidermek amacıyla veri toplama amacıyla, hazırlanan formlara öğrencilerden isim yazılmayacağı belirtilerek, bireysel olarak değerlendirilme yapılmayacağı bilgisi verilmiştir. Sonuç olarak, bu araştırma kapsamında DKÖ-KF'nin ergenlerde dikkat kontrol düzeylerini belirlemede ve ergenler üzerinde gerçekleştirilecek araştırmalarda kullanılmaya uygun, iyi psikometrik özelliklere sahip bir araç olduğu belirlenmiştir.

Gelecek araştırmalarda ölçeğin sadece lise öğrencilerinde değil, farklı yaş gruplarında da geçerlik ve güvenilirliğinin yeniden yapılması önerilmektedir. Ölçeğin ölçüt bağımlı geçerliğinin artırılması amacıyla performans temelli dikkat testleri kullanılarak, öğretmen veya ebeveyn değerlendirmelerinin birlikte incelenmesinin psikometrik sonuçları güçlendireceği düşünülmektedir. Ölçeğin boylamsal çalışmalarda kullanılarak zamana göre duyarlılığının test edilmesi, ölçeğin değerlendirme amaçlı kullanımına katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Ek olarak, gelecek çalışmalarda ölçeğin dikkat sorunları tanısı olan lise öğrencilerinde de uygulanarak ayırt edici geçerliliğinin incelenmesi önerilmektedir.

### Yazar Katkı Oranı

Bu çalışma, birinci yazarın ikinci yazar danışmanlığında yürüttüğü yüksek lisans tez çalışmasından üretilmiştir. Birinci yazar; veri toplama ve işleme, literatür taraması ve makalenin yazılmasına katkıda bulunmuştur. İkinci yazar; araştırma konusunun tasarlanması, veri analizi, raporlaştırma, makale yazımı ve denetimini gerçekleştirmiştir. Tüm yazarlar çalışmanın son halini okumuş ve onaylamıştır.

## Etik Kurul Beyanı

Bu çalışma Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal ve Beşerî Bilimler Bilimsel Araştırma ve Yayın Etik Kurulu'nun 28.05.2025 tarihli toplantısında alınan 55 sayılı onay kararı ile yürütülmüştür.

## Çatışma Beyanı

Yazarlar çalışma kapsamında herhangi bir kurum veya kişi ile çıkar çatışması bulunmadığını beyan etmektedir.

## Üretken Yapay Zekâ Kullanımı

Yazarlar, bu çalışmada herhangi bir yapay zekâ aracı kullanmadıklarını beyan ederler.

## Kaynakça

- Abasi, I., Mohammadkhani, P., Pourshahbaz, A., & Dolatshahi, B. (2017). The psychometric properties of attentional control scale and its relationship with symptoms of anxiety and depression: A study on Iranian population. *Iranian Journal of Psychiatry, 12*(2), 109–117.
- Akın, A., Kaya, Ç., Uysal, R., Çardak, M., Çitemel, N., Özdemir, E., & Gülşen, M. (2013). Dikkat Kontrol Ölçeği Türkçe Formu: Geçerlik ve Güvenilirlik Çalışması. *VI. Ulusal Lisansüstü Eğitim Sempozyumu Bildiriler Kitapçığı, Sakarya Üniversitesi Yayınları 95*(6), 15-19. Erişim adresi: <https://www.researchgate.net/publication/264555072>
- Altan Atalay, A., Cinli, D., Aksungur, U., Türkakın, E. (2024). Attentional Control Scale- Turkish Version: Psychometric Qualities, Factor Structure and its Comparison with Behavioral Measures of Executive Attention. *AYNA Klinik Psikoloji Dergisi, 11*(2), 373-399. <https://doi.org/10.31682/ayna.1362740>
- Anderson, B. A., Laurent, P. A., & Yantis, S. (2011). Value-driven attentional capture. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 108*(25), 10367–10371. <https://doi.org/10.1073/pnas.1104047108>
- Barriga, A. Q., Doran, J. W., Newell, S. B., Morrison, E. M., Barbetti, V., & Robbins, B. D. (2002). Relationships between problem behaviors and academic achievement in adolescents: The unique role of attention problems. *Journal of Emotional and Behavioral Disorders, 10*, 233-240. <https://doi.org/10.1177/1063426602010004050>
- Beilock, S. L., & DeCaro, M. S. (2007). From poor performance to success under stress: Working memory, strategy selection, and mathematical problem solving under pressure. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 33*(6), 983–998. <https://doi.org/10.1037/0278-7393.33.6.983>
- Benk-Durmuş, F., Yusufoglu-Torlak, C., Tügen, L.E. ve Güleç, H. (2022). Barratt Dürtüsellik Ölçeği-Kısa Türkçe Versiyonunun Adölesanlarda Psikometrik Özellikleri. *Arch Neuropsychiatry, 59*, 48–53.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin, 88*(3), 588–606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Binbaşıoğlu, C. (1991). Öğrenme Psikolojisi, Ankara: Kadioğlu Matbaası.
- Broadbent, D. E. (1958). Perception and communication. Oxford: Pergamon.
- Büyükoztürk, Ş. (2023). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı* (14. bs.). Ankara: Pegem Akademi.
- Casey, B. J., Jones, R. M., & Hare, T. A. (2008). The adolescent brain. *Annals of the New York Academy of Sciences, 1124*, 111–126. <https://doi.org/10.1196/annals.1440.010>
- 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>

- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 9*(2), 233–255. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Chun, M. M., Golomb, J. D., & Turk-Browne, N. B. (2011). A taxonomy of external and internal attention. *Annual Review of Psychology, 62*, 73–101. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.093008.100427>
- Coull J. T. (1998). Neural correlates of attention and arousal: insights from electrophysiology, functional neuroimaging and psychopharmacology. *Progress in Neurobiology, 55*(4), 343–361. [https://doi.org/10.1016/s0301-0082\(98\)00011-2](https://doi.org/10.1016/s0301-0082(98)00011-2)
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G., & Büyükoztürk, Ş. (2016). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve LISREL uygulamaları* (3. Baskı). Ankara: Pegem Akademi.
- Derryberry, D. & Reed, M. A. (1996). Regulatory processes and the development of cognitive representations. *Development and Psychopathology, 8*, 215–234.
- Derryberry, D., & Reed, M. A. (2002). Anxiety-related attentional biases and their regulation by attentional control. *Journal of Abnormal Psychology, 111*(2), 225–236. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.111.2.225>
- Dumas, M. C. (1998). The risk of social interaction problems among adolescents with ADHD. *Education and Treatment of Children, 21*(4), 447–460.
- Eysenck, M. W., Derakshan, N., Santos, R., & Calvo, M. G. (2007). Anxiety and cognitive performance: attentional control theory. *Emotion (Washington, D.C.), 7*(2), 336–353. <https://doi.org/10.1037/1528-3542.7.2.336>
- Fan, J., McCandliss, B. D., Sommer, T., Raz, A., & Posner, M. I. (2002). Testing the efficiency and independence of attentional networks. *Journal of Cognitive Neuroscience, 14*(3), 340-347.
- Fajkowska, M., & Derryberry, D. (2010). Psychometric properties of Attentional Control Scale: The preliminary study on a Polish sample. *Polish Psychological Bulletin 41*(1), 1-7. <https://doi.org/10.2478/s10059-010-0001-7>
- Harma, M. (2008). *The impact of parental control and marital conflict on adolescents' self-regulation and adjustment* [Unpublished master's thesis]. Middle East Technical University.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis: A global perspective* (7th ed.). Pearson Education.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*(1), 1– 55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huang, L. (2010). The speed of feature-based attention: attentional advantage is slow, but selection is fast. *Journal of Experimental Psychology Human Perception & Performance, 36*(6), 1382-1390. <https://doi.org/10.1037/a0018736>
- Johnston, W.A., Wilson, J. (1980). Perceptual processing of nontargets in an attention task. *Memory & Cognition 8*, 372–377. <https://doi.org/10.3758/BF03198277>
- Judah, M. R., Grant, D. M., Mills, A. C., & Lechner, W. V. (2014). Factor structure and validation of the Attentional Control Scale. *Cognition & Emotion, 28*(3), 433–451. <https://doi.org/10.1080/02699931.2013.835254>
- Karasar, N. (2013). *Bilimsel Araştırma Yöntemi* (25. bs.). Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Kenny, D. A. (2020). *Measuring model fit*. DavidAKenny.net. <http://davidakenny.net/cm/fit.htm>
- Kline, R. B. (2016). *Principle and practice of structural equation modelling* (4. bs.). New York, NY: The Guilford Press.

- Kolb, B. & Whishaw, I.Q. (1996) *Fundamentals of human neuropsychology*. 4th Edition, W.H. Freeman and Company, New York.
- Lakatos, P., Karmos, G., Mehta, A. D., Ulbert, I., & Schroeder, C. E. (2008). Entrainment of neuronal oscillations as a mechanism of attentional selection. *Science (New York, N.Y.)*, 320(5872), 110–113. <https://doi.org/10.1126/science.1154735>
- Luo, D., Thompson, L. A., & Detterman, D. K. (2006). The criterion validity of tasks of basic cognitive processes. *Intelligence*, 34(1), 79–120. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2004.12.003>
- Luck, S. J., Gaspelin, N., Folk, C. L., Remington, R. W., & Theeuwes, J. (2021). Progress toward resolving the attentional capture debate. *Visual Cognition*, 29(1), 1–21. <https://doi.org/10.1080/13506285.2020.1848949>
- Macatee, R. J., Albanese, B. J., Schmidt, N. B., & Cogle, J. R. (2017). Attention bias towards negative emotional information and its relationship with daily worry in the context of acute stress: An eye-tracking study. *Behaviour Research and Therapy*, 90, 96–110. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2016.12.013>
- Marois, R., & Ivanoff, J. (2005). Capacity limits of information processing in the brain. *Trends in Cognitive Sciences*, 9(6), 296–305. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2005.04.010>
- Michalko, D. (2018). Factor structure of Slovak adaptation of attentional control scale. *Studia Psychologica*, 1, 57–70. <https://doi.org/10.21909/sp.2018.01.752>
- Monsell, S. (2003). Task switching. *Trends in Cognitive Sciences*, 7(3), 134–140. [https://doi.org/10.1016/S1364-6613\(03\)00028-7](https://doi.org/10.1016/S1364-6613(03)00028-7)
- Moilanen, K. L. (2005). Parenting and self-regulation in adolescence: Associations with adolescent behavior. *Dissertation Abstracts International: Section B: The Sciences and Engineering*, 66(5-B), 2858.
- Muris, P., de Jong, P. J., & Engelen, S. (2004). Relationships between neuroticism, attentional control, and anxiety disorders symptoms in non-clinical children. *Personality and Individual Differences*, 37(4), 789–797. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2003.10.007>
- Ólafsson, R. P., Smári, J., Guðmundsdóttir, F., Ólafsdóttir, G., Harðardóttir, H. L., & Einarsson, S. M. (2011). Self reported attentional control with the Attentional Control Scale: factor structure and relationship with symptoms of anxiety and depression. *Journal of Anxiety Disorders*, 25(6), 777–782. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2011.03.013>
- Pallant, J. (2001), *SPSS survival manual - a step by step guide to data analysis using SPSS for windows (version 10)*, Buckingham Open University Press.
- Posner, M. I., & Rothbart, M. K. (2007). *Educating the Human Brain*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Posner, M. I., & Petersen, S. E. (1990). The attention system of the human brain. *Annual Review of Neuroscience*, 13, 25–42. <https://doi.org/10.1146/annurev.ne.13.030190.000325>
- Ratey, J. J. (2001). *A User's Guide to the Brain*. New York: Pantheon Books.
- Sari, B. A., Koster, E. H., Pourtois, G., & Derakshan, N. (2016). Training working memory to improve attentional control in anxiety: A proof-of-principle study using behavioral and electrophysiological measures. *Biological Psychology*, 121(Pt B), 203–212. <https://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2015.09.008>
- Scott, E. S., & Steinberg, L. (2008). Adolescent development and the regulation of youth crime. *The Future of Children*, 18(2), 15–33. <https://doi.org/10.1353/foc.0.0011>
- Selçuk, Z. (1996). *Eğitim Psikolojisi*, Ankara: Pegem Yayınevi.
- Sohlberg, M. M., & Mateer, C. A. (1987). Effectiveness of an attention-training program. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 9(2), 117–130. <https://doi.org/10.1080/01688638708405352>
- Steinberg, L. (2013). *Ergenlikte Psikososyal Sorunlar*. Figen Çok (Ed.). Ergenlik (s. 481-520). İmge Yayınları.
- Steinberg, L., Sharp, C., Stanford, M. S., & Tharp, A. T. (2013). New tricks for an old measure: the development of the Barratt Impulsiveness Scale-Brief (BIS-Brief). *Psychological Assessment*, 25(1), 216–226. <https://doi.org/10.1037/a0030550>
- Steinmayr, R., Ziegler, M., & Träuble, B. (2010). Do intelligence and sustained attention interact in predicting academic achievement? *Learning and Individual Differences*, 20(1), 14–18. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2009.10.009>
- Sridharan, D., Schwarz, J. S., & Knudsen, E. I. (2014). Selective attention in birds. *Current biology : CB*, 24(11), R510–R513. <https://doi.org/10.1016/j.cub.2013.12.046>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics*. USA: Pearson Education Limited.
- Tavşancıl, E. (2014). *Tutumların ölçülmesi ve Spss ile veri analizi* (5. basım). Nobel Yayıncılık.
- Tucker, D. M., & Derryberry, D. (1992). Motivated attention: Anxiety and the frontal executive mechanisms. *Neuropsychiatry, Neuropsychology, & Behavioral Neurology*, 5, 233-252.
- Unsworth, N., & Miller, A. L. (2024). An examination of individual differences in levels of processing. *Memory*, 32(5), 615–626. <https://doi.org/10.1080/09658211.2024.2355309>
- Verstraeten, K., Vasey, M. W., Claes, L., & Bijttebier, P. (2010). The assessment of effortful control in childhood: Questionnaires and the Test of Everyday Attention for Children Compared. *Personality and Individual Differences*, 48(1), 59–65. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.08.016>
- Zomeran, A. H., & Brouwer, W. H. (1994). *Clinical neuropsychology of attention*. USA: Oxford University Press.

## Extended Abstract

### Introduction

Attention is the ability of an individual to direct mental resources towards a particular stimulus (Selçuk, 1996; Sridharan et al., 2014). It is also defined as the ability to focus on a single stimulus among others in the environment (Anderson et al., 2011; Huang, 2010). It includes shifting attention to different stimuli while maintaining focus on a task (Posner & Petersen, 1990). This cognitive process is important in functions like learning, problem solving, and decision making (Posner & Rothbart, 2007).

Attentional control refers to deliberately focusing and shifting attention towards a target (Eysenck et al., 2007). Individual differences affect attentional control (Unsworth & Miller, 2024). It has two main roles: selecting important information and ensuring it is stored in memory, enabling coping with stimuli, and enabling perception development (Derryberry & Reed, 1996; Tucker & Derryberry, 1992). A literature review shows the need for a valid and reliable tool to measure attentional control in adolescents.

This study aims to adapt the Attentional Control Scale Short Form, developed by Derryberry and Reed (2002) and shortened by Judah et al. (2014), into Turkish and analyze its validity and reliability for high school students. Although various attention-related tools exist in Türkiye, there is no specific scale for adolescent attentional control, highlighting a gap. Given the importance of attentional control in academic and social success, this adaptation will support research and interventions in Türkiye.

### Method

This study aims to conduct validity and reliability studies by adapting the Attentional Control Scale Short Form, which was developed by Derryberry and Reed (2002) and whose 12-item short form was proposed by Judah et al. (2014), into Turkish.

The population of the study consists of high school students in secondary education institutions in the province of Izmir. The sample size was calculated as 598, considering a 95% confidence level and a 4% margin of error, and the goal was to reach at least this number. Due to the administrative approval processes carried out in secondary education institutions affiliated with the Ministry of National Education, random sampling could not be performed in the study; therefore, the purposive sampling method, which is not based on probability, was used. Within this scope, three districts in the province of Izmir were identified, and then high schools that could be included in the study with permission from the Provincial Directorate of National Education were included. In this context, a total of 708 students from four different high schools in the province of Izmir formed the sample of the study. The average age of the participants was 16.

In the process of adapting the Attentional Control Scale into Turkish, permission was first sought from Derryberry and Reed (2002), who developed the 20-item form of the scale, but since the developers of the scale were no longer alive, permission was obtained from Małgorzata Fajkowska, who examined the psychometric properties of the Polish version of the scale together with Derryberry. Then, the article by Judah et al. (2014), in which a short version of the scale consisting of 12 items and two factors was proposed, was accessed and permission was obtained from Matt R. Judah.

1. In order to ensure the language validity of the scale, the scale items were first translated into Turkish independently by three experts who are experts in the

field of guidance and counseling and proficient in English.

2. The final form of the scale was created by the researchers from the forms translated into Turkish.
3. The appropriateness of the items in the Turkish form of the scale was re-evaluated with the opinions of another expert who is an expert in the field of guidance and counseling and has professional language competence in English, and the scale was finalized.
4. Ethics committee permission was obtained for the study.
5. The data collection process was conducted face-to-face with students studying in 4 different secondary education institutions in Izmir province.

### Findings

The validity of the original two-dimensional structure of the Attentional Control Scale Short Form was tested with confirmatory factor analysis (CFA). As a result of the analysis, although the fit indices of the model were generally within acceptable limits, the  $\chi^2/sd$  value was slightly above 5. Therefore, in line with the modification indices, the model was improved by adding the covariance between the error terms of items 1 and 4 and the error terms of items 7 and 12. As a result, CFA findings revealed that the fit indices for the two-factor model of the Attentional Control Scale Short Form were at a good level:  $\chi^2(51) = 232.16$ ,  $\chi^2/sd = 4.55$ ,  $p = .000$ , CFI = .91, GFI = .95, IFI = .91, SRMR = .05, RMSEA = .07 [90% CI = .06 – .08], Pclose = .000. When the fit indices of the model are examined, it is seen that the reference values for the  $\chi^2/sd$  ratio to be less than 5 (Hair et al., 2010; Hu & Bentler, 1999), CFI, GFI, IFI values to be .90 and above, RMSEA and SRMR values to be below .08 (Hu & Bentler, 1999) are met. The item factor loadings of the scale are between .32 and .72. Accordingly, the criterion that item factor loadings should be .30 and above (Büyüköztürk, 2023) is met. In this study, the measurement invariance of the measurement tool used was examined using multi-group confirmatory factor analysis. It was determined that the scale had measurement invariance across.

The relationship between the Attentional Control Scale Short Form and the Self-Regulation Success Subscale of Adolescent Self-Regulatory Inventory was examined to assess convergent validity. Discriminant scale validity was investigated by examining the relationships between the Attentional Control Scale Short Form and both the Self-Regulation Failure Subscale of the Adolescent Self-Regulatory Inventory and the Barratt Impulsiveness Scale-Short Form. There is a positive correlation between the Attentional Control Scale Short Form and the Self-Regulation Success Subscale of the Adolescent Self-Regulatory Inventory ( $r = .60$ ,  $p < .01$ ). Attentional Control Scale Short Form and both Self-Regulation Failure Subscale of the Adolescent Self-Regulatory Inventory ( $r = -.60$ ,  $p < .01$ ) and the Barratt Impulsiveness Scale-Short Form ( $r = -.46$ ,  $p < .01$ ) showed significant negative correlations. The findings indicate that the Attentional Control Scale Short Form provides both convergent and discriminant scale validity (Tavşancıl, 2014).

In order to examine the reliability of the Attentional Control Scale Short Form, Cronbach's Alpha internal consistency coefficient and test-retest reliability coefficient were calculated. The internal consistency coefficients of Cronbach's Alpha were found to be .77 for the Attention Focusing Subscale, .68 for the Attention Shifting Subscale,

and .80 for the total score of the Attentional Control Scale Short Form. Cronbach's alpha coefficient is a measure of the internal consistency of a set of scores. A coefficient of .60 or above is indicative of acceptable reliability, .70 or above is indicative of good reliability, and .80 or above is indicative of high reliability (Pallant, 2001). Consequently, it can be posited that the subscales of the Attentional Control Scale Short Form demonstrate acceptable or good reliability, and the total score exhibits high reliability. Composite Reliability (CR) values were also calculated as evidence of the scale's structural reliability. The analysis revealed composite reliability values of .91 for Focusing Attention, .75 for Shifting Attention, and .96 for the total score. The fact that the Composite Reliability values are above the .70 threshold (Hair et al., 2010) provides additional evidence that the scale is acceptable and has a good level of reliability. To assess the internal consistency of the scale, item-total correlations and changes in alpha coefficients when items were deleted were also examined. Deleting any item did not result in a significant increase in the total reliability coefficient. Therefore, no items were removed.

In order to evaluate the test-retest reliability of the Attentional Control Scale Short Form, the scale was re-administered to 203 students two weeks apart. The relationship between the data obtained from the two applications was analyzed using Pearson's correlation coefficient. The test-retest correlation coefficient ( $r = .84, p < .01$ ) was high.

### **Discussion, Conclusion and Recommendations**

Confirmatory factor analysis conducted to examine the construct validity of the Attentional Control Scale Short Form in adolescents indicated that the factor structure of the Turkish version was similar to that of the original scale. The two-factor structure presented in the original form of the scale was confirmed, and the fit indices were found to be at acceptable levels. The Turkish version of the Attentional Control Scale Short Form was found to possess validity in terms of similar and discriminant measures Measurement invariance of the Attentional Control Scale Short Form was examined across gender, and the findings supported measurement invariance at acceptable levels. In this study, Cronbach's Alpha, an internal consistency coefficient, was initially calculated to ascertain the reliability level of the Attentional Control Scale Short Form for adolescents. Following a thorough analysis, it was determined that Cronbach's Alpha, a measure of internal consistency, yielded a value of .80 for the entire scale, .77 for the focusing subscale, and .68 for the shifting subscale. Although values of .70 and above are generally recommended, coefficients above .60 may be considered acceptable in psychological research, particularly for short subscales (Pallant, 2001). Composite Reliability (CR) values were also calculated as evidence of the scale's structural reliability. The composite reliability values were calculated as .91 for Attention Focusing, .75 for Attention Shifting, and .96 for the total score. Composite reliability values are expected to be above the threshold value of .70 (Hair et al., 2010). The form demonstrated a high level of test-retest reliability.

The present study is not without its limitations. The initial constraint of the study is that it was conducted exclusively with students enrolled in high schools in Izmir. A second limitation of the study is that the measurement tools used are of the self-report variety. In order to overcome this limitation, the students were informed that their names would not be written on the forms prepared for data collection and that they would not be evaluated individually. Consequently, within the scope of this study, it was determined that the Attentional Control

Scale Short Form is a valid and reliable instrument that can be utilized to ascertain attentional control levels in adolescents and in studies to be conducted on adolescents.

It is recommended that future studies reassess the validity and reliability of the scale not only among high school students but also across different age groups. To enhance the criterion-related validity of the scale, examining teacher and parent evaluations together with performance-based attention tests may strengthen the psychometric evidence. In addition, testing the temporal sensitivity of the scale through longitudinal studies is expected to contribute to its use for assessment purposes. Furthermore, future studies are encouraged to apply the scale to high school students diagnosed with attention disorders in order to examine its discriminant validity.

### **Author Contributions**

This study was produced from the master's thesis conducted by the first author under the supervision of the second author. The first author contributed to data collection and processing, literature review, and writing the article. The second author designed the research topic, performed data analysis, reporting, article writing, and supervision. All authors have read and approved the final version of the study.

### **Ethical Declaration**

This study was conducted in accordance with the approval decision numbered 55, adopted at the meeting of the Dokuz Eylül University Social and Human Sciences Scientific Research and Publication Ethics Committee dated 28.05.2025.

### **Conflict of Interest**

The authors declare that they have no conflict of interest with any institution or individual within the scope of this study.

### **Declaration of Generative AI Use**

The authors declare that they did not use any artificial intelligence tools in this study.