

## Ergenler İçin Benlik Algısı Ölçeğinin Geliştirilmesi<sup>1</sup>

DOI: 10.26466/opus.930223

\*

**Ertuğrul Sahin\***- Kurtman Ersanlı\*\*

\* Dr. Öğr. Üyesi, Amasya Üniversitesi, Amasya/Türkiye

E-Posta: [ertugrulsahin@amasya.edu.tr](mailto:ertugrulsahin@amasya.edu.tr)

ORCID: [0000-0003-3341-8887](https://orcid.org/0000-0003-3341-8887)

\*\*Prof. Dr., Özel Hürriyet Yıldız Okulları, Samsun/Türkiye

E-Posta: [kurtmanersanli@gmail.com](mailto:kurtmanersanli@gmail.com)

ORCID: [0000-0003-0135-0566](https://orcid.org/0000-0003-0135-0566)

### Öz

*Bu çalışmada ergenler için bir benlik algısı ölçeği geliştirilmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda beş farklı araştırmayla ölçeğin kapsam geçerliliği, yapı geçerliliği, iç tutarlılığı, test-tekrar test güvenilirliği gerçekleştirilmiştir. Gerçekleştirilen kapsam geçerliliği çalışması sonucunda 96 maddelik bir taslak form oluşturulmuştur. Bu taslak form üzerinde gerçekleştirilen açımlayıcı faktör analiziyle de ölçeğin genel benlik algısı, fiziksel benlik algısı, akademik benlik algısı, sosyal benlik algısı ve aile benlik algısı boyutlarından oluşan beş faktörlü bir yapıya sahip olduğu bulunmuştur. Bu beş faktörlü yapı farklı bir lise öğrencisi örnekleminde doğrulayıcı faktör analizi ve açımlayıcı yapısal eşitlik modellemesi analizleriyle (Set-ESEM) de doğrulanmıştır. Ölçeğin güvenilirlik analizi sonuçlarına göre ölçek alt boyutlarının ve ölçeğin tamamının yüksek düzeyde iç tutarlılığa ve iyi düzeyde test-tekrar test güvenilirliğine sahip olduğu görülmüştür. Sonuç olarak, Ergenler için Benlik Algısı Ölçeği'nin lise öğrencilerinin benlik algılarının ölçülmesinde kullanılacak geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu söylenebilir. İlerleyen araştırmalarda ölçeğin yordama geçerliliği, eş değer ölçekler ve aykırı ölçekler geçerliliği incelenebilir. Ayrıca ölçeğin geçerlilik ve güvenilirlik çalışmaları ortaokul öğrencilerinden oluşan bir ergen örnekleminde tekrarlanabilir.*

**Anahtar Kelimeler:** Benlik Algısı, Ergenler, Geçerlilik, Güvenilirlik.

<sup>1</sup> Bu makale Prof.Dr. Kurtman ERSANLI danışmanlığında yürütülen ‘Akılcı duygusal davranışçı yaklaşıma dayalı bir psikoeğitim programının ergenlerin benlik algısına etkisi’ isimli doktora tez çalışmasında geliştirilen ölçeğin özetidir.

## Development of Self-Perception Scale for Adolescents

\*

### Abstract

*The aim of this study is to develop a self-perception scale for adolescents. In line with this purpose, content validity, construct validity, internal consistency, and test-retest reliability of the scale were carried out across five different studies. As a result of the content validity study, a 96-item draft form was created. Results of the exploratory factor analysis suggested that the scale has a five-factor structure consisting of general self-perception, physical self-perception, academic self-perception, social self-perception, and family self-perception. This five-factor structure was confirmed by confirmatory factor analysis and exploratory structural equation modeling analysis (Set-ESEM) in a different sample of high school students. Results of the reliability analyses of the scale also suggested that subscales and total scale had a high level of internal consistency and acceptable temporal stability. Consequently, results of five studies suggest that the Self Perception Scale for Adolescents is a valid and reliable scale that can be used to measure multidimensional self-perception of high school students. Future studies can examine, the predictive, concurrent, and divergent validity of the scale. Moreover, the validity and reliability studies of the scale can be repeated in an adolescent sample consisting of middle school students.*

**Keywords:** *Self-Perception, Adolescents, Validity, Reliability.*

## Giriş

Bireyin bir bütün olarak benliğine yönelik olumlu ya da olumsuz değerlendirmeleri olarak tanımlanabilecek benlik algısının öğrencilerin sağlıklı bir kişilik gelişimi göstermelerinde önemi büyüktür (Ersanlı, 2012). Bireyin aile ve arkadaşları ile ilişkilerinde, gelecekle ilgili kararlarında, meslek seçiminde, okulda ve hayattaki başarısında, çevreye uyumunda ve ruh sağlığı üzerinde benlik algısının önemli bir rol oynadığı günümüzde kabul edilen bir gerçektir. Alan yazınında gerçekleştirilen araştırmalar olumlu benlik algısına sahip bireylerin akademik başarısının, başa çıkma becerilerinin, sosyal ve kişilerarası ilişkilerinin daha iyi olduğunu; diğer taraftan olumsuz benlik algısına sahip bireylerinse kendine yabancılaşma, sosyal kaygı, depresyon, yalnızlık, intihar, çocuk suçluluğu, madde bağımlılığı gibi bir dizi istenmeyen davranışları ve ruhsal rahatsızlıkları yaygın biçimde yaşadığını göstermektedir (Denissen, Zarrett ve Eccles, 2007; Donnellan, Trzesniewski, Robins, Moffitt ve Caspi, 2005; Huang, 2011; Pietsch, Walker ve Chapman, 2003; Robins, Hendin ve Trzesniewski, 2001; Zeigler-Hill, 2011).

Çocuk ve ergenlerde görülen bir dizi olumsuz davranışın ve bunlarla ilişkili olabilecek risk faktörlerinin azaltılmasında benlik algısının önemli bir rolü vardır. Bu nedenle, olumlu benlik algısının geliştirilmesi çağdaş eğitim sistemlerinin başlıca amaçlarından biridir (Korkut Owen, 2015). Ayrıca, ülkelerin eğitim programları ve politikaları doğrultusunda öğrencilerin olumlu bir benlik algısı geliştirmesine yönelik önleyici müdahaleler, ruh sağlığı çalışanları ve diğer toplumsal kuruluşlar tarafından desteklenmektedir (Korkut Owen, 2015).

Gerçekleştirilen araştırmalar çocukluk ve ergenlik döneminde ruh sağlığı problemlerinin yaygın olduğunu göstermektedir (Bor, Dean, Najman ve Hayatbakhsh, 2014; Kieling ve diğerleri, 2011). Bu ruh sağlığı problemlerinin tedavi edilmediği durumlarda; ergen suçluluğu, madde kötüye kullanımı, riskli cinsel davranışlar, okul bırakma, aile işlevlerinde bozulma, kendine zarar verme ve yetişkinlik yıllarında ruh sağlığı problemlerinin tekrar yaşanması gibi bir dizi istenmeyen durumlara yol açabileceğini göstermektedir (Angold ve diğerleri, 1998; Glied ve Pine, 2002; Merikangas ve diğerleri, 2010). Gerçekleştirilen araştırmalar bireylerin benlik

algısının aynı zamanda depresyon, yeme bozuklukları, kaygı bozuklukları başta olmak üzere çok sayıda farklı ruh sağlığı problemiyle yakından ilişkili olduğunu göstermektedir (Zeigler-Hill, 2011, 2013). Bu nedenle öğrencilerin benlik algılarının ölçülmesi hem ruh sağlığı problemlerinin hem de benlik algılarıyla ilgili problemlerin belirlenmesinde ve önlenmesinde kritik bir öneme sahiptir.

Araştırmacılar, bireylerin benlik algılarının bir bütün olarak değerlendirilmesi yerine çok boyutlu olarak ölçülmesinin bireylerin benliklerindeki güçlü ve zayıf yönlerin belirlenmesine daha iyi bir şekilde yardımcı olabileceğini belirtmektedir (Marsh, Craven ve Martin, 2006). Bu doğrultuda bireylerin benlik algılarının çok boyutlu bir şekilde ölçülmesine yönelik çok sayıda ölçek geliştirildiği alanyazında görülmektedir. Ancak bu ölçekler içerisinde sıklıkla kullanılan ve ülkemizde uyarlama çalışmaları gerçekleştirilen farklı benlik algısı ölçeklerinin tutarlı bir şekilde işlemediği ve belirlenen faktör yapılarının Türk örneklemelerinde benzer olmadığı görülmektedir (Şekercioğlu ve Güzeller, 2011; Yandı ve Köse, 2013; Yıldız ve Fer, 2008). Aynı zamanda Türk kültürü içerisinde sıklıkla kullanılan bazı ölçme araçlarının geçerlilik ve güvenilirliğine ilişkin sınırlı miktarda veri bulunmaktadır (Örn. Benlik Tasarımı Ölçeği). Bu nedenle belirli bir teorik modele uygun, Türk kültürüne özgü, geçerli ve güvenilir bir ölçme aracının geliştirilmesinin ergenlerin benlik algısıyla ilgili gerçekleştirilecek araştırmalarda faydalı olabileceği düşünülmektedir. Bu çalışmada Shavelson, Hubner ve Stanton (1976) tarafından önerilen çok boyutlu benlik algısı modeli ve DeVellis (2012) tarafından önerilen ölçek geliştirme aşamaları izlenerek ergenler için bir benlik algısı ölçeğinin geliştirilmesi amaçlanmıştır.

## **Çalışma 1: Ergenler İçin Benlik Algısı Ölçeği Taslak Formunun Oluşturulması Kapsam Geçerliliği Çalışması**

### **Yöntem**

### **Çalışma Grubu**

Uzmanların belirlenmesinde uygun örnekleme ve kartopu örnekleme yöntemi birlikte kullanılmıştır. Uygun örnekleme yönteminde araştırmacı

maliyet ve zaman gibi etkenleri göz önüne alarak araştırma süresinde ulaşabileceği araştırma amacına uygun kişileri araştırmasına dâhil eder. Kartopu örnekleme yönteminde ise araştırmacı çalışmak istediği bireylere ulaştığında bu bireylere gerekli veri toplama araçlarını uygular ve bu bireylerden tavsiye edebileceği benzer durumda olan kişilere kendisini yönlendirmesini ister (Cohen, Manion ve Morrison, 2018). Araştırmacı ilk olarak üniversite ve Millî Eğitim Bakanlığı'nda yukarıdaki kriterleri taşıyan kişilere ulaşmıştır. Daha sonra bu uzmanlardan kendisini yukarıda belirtilen niteliklere sahip diğer uzmanlara yönlendirmesini istemiştir.

Uzman grubunu oluşturan bireylerin %68'i ( $n=17$ ) kadın ve %32'si ( $n=8$ ) erkektir. Uzman bireylerin yaş aralıkları 24 ile 62 arasında değişmekte olup ortalama yaşları 32.76'dır (S.s: 9.21). Bu bireylerin %76'sı ( $n=19$ ) psikolojik danışma ve rehberlik, %12'si ( $n=3$ ) psikoloji, %8'i ( $n=2$ ) çocuk gelişimi, %4'ü ( $n=1$ ) psikiyatri alanında uzmandır. Eğitim durumları bakımından %56'sı ( $n=3$ ) üniversite mezunu, %12'si ( $n=3$ ) yüksek lisans öğrencisi, %8'i ( $n=2$ ), yüksek lisans mezunu, %8'i ( $n=2$ ) doktora öğrencisi, %16'sı ( $n=4$ ) doktora mezunudur. Uzmanların mesleki deneyimleri 1 ile 42 yıl arasında değişmekte olup, ortalama mesleki deneyimleri 9.78 (S.s: 9.60) yıldır.

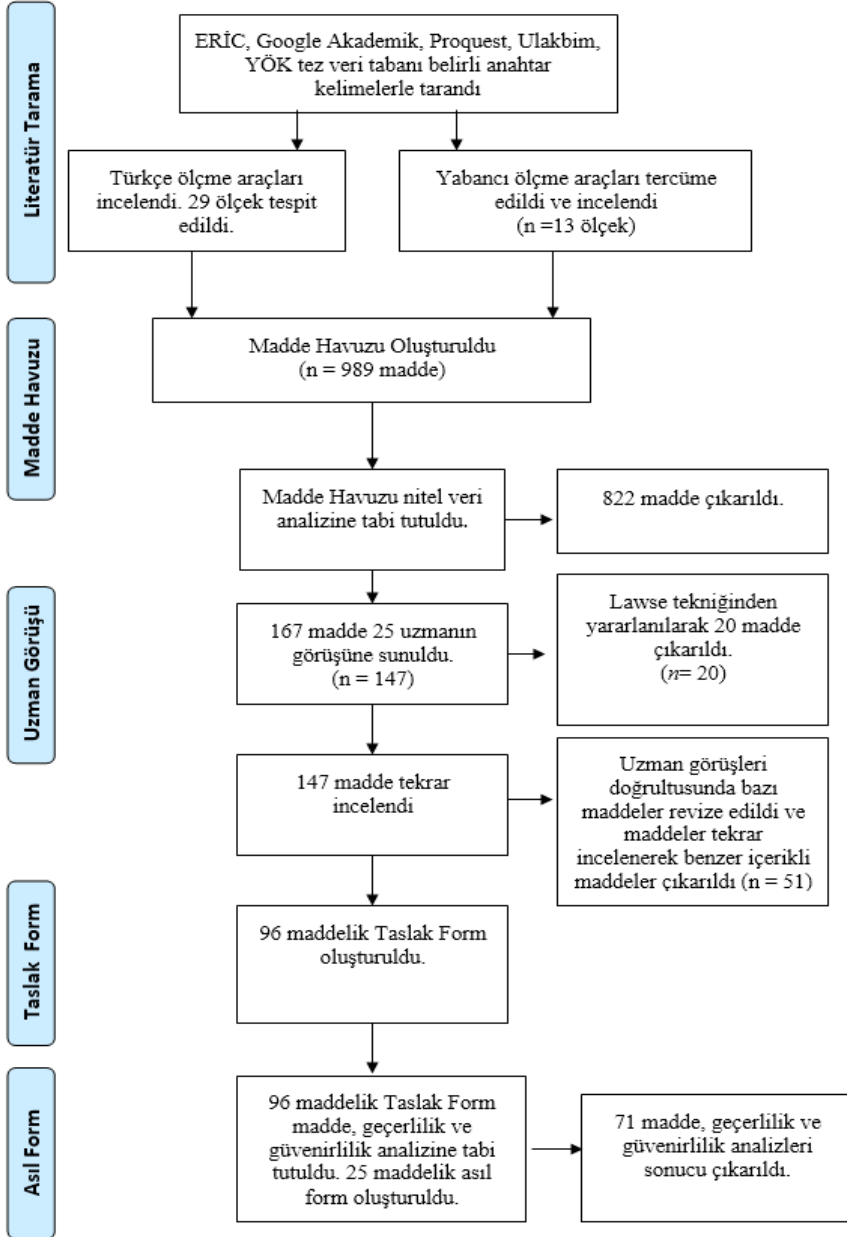
### Veri Toplama Araçları

Ergenler İçin Benlik Algısı Ölçeği Taslak Formu: Ergenler İçin Benlik Algısı Ölçeği Taslak Formunun oluşturulmasında ilk olarak ölçek alt boyutları işevuruk tanımları yapılmış ve sonrasında madde havuzu oluşturulmuştur. Madde havuzunun oluşturulmasında ölçeğin alt boyutlarıyla ilişkili olabilecek ülkemizde ve yurt dışında geliştirilmiş ölçme araçlarından yararlanılmıştır. Ölçek alt boyutlarının çoğu benlik algısı ölçeğinde ortak olarak bulunan genel benlik algısı, akademik benlik algısı, fiziksel benlik algısı, sosyal benlik algısı ve aile benlik algısı alt boyutlarından oluşması planlanmıştır ve bu boyutların işevuruk tanımları yapılmıştır. Ülkemizde geliştirilmemiş olan toplam on üç ölçeğin çeviri işlemi araştırmacı tarafından gerçekleştirilmiştir. Madde havuzunun oluşturulmasında 42 farklı ölçekten genel benlik algısı, akademik benlik algısı, fiziksel benlik algısı, sosyal benlik algısı ve aile benlik algısı ölçeği için uygun olabilecek maddeler yazılarak her bir alt ölçeğe ait madde havuzu oluşturulmuştur.

Madde havuzunda sırasıyla genel benlik algısını ölçmeye yönelik 187, akademik benlik algısını ölçmeye yönelik 195, fiziksel benlik algısına ilişkin 178, sosyal benlik algısına ilişkin 231, aile benlik algısına ilişkin 198 madde bulunmaktadır. Her bir alt boyutta, ilgili maddeler nitel veri analizi programı QDA Miner 4.11 (Provalis Research, 2011) aracılığıyla incelenmiştir. Bu programda benzer içeriğe sahip olan maddeler gruplandırılmış ve herhangi bir gruba girmeyen maddeler çıkarılmıştır. Bu işlem sonucunda geriye 167 madde kalmıştır. Bu 167 maddeyle kapsam geçerliliği çalışması gerçekleştirilmiştir. Ölçek geliştirme sürecinin grafiksel gösterimi Şekil 1’de yer almaktadır.

### **Prosedür ve İstatistiksel Analiz**

Araştırma için gerekli izinler Ondokuz Mayıs Üniversitesi Sosyal ve Beşeri Bilimler Etik Kurulundan alınmıştır. Uzmanlara ait görüşler Ekim 2015-Ocak 2016 tarihleri arasında toplanmıştır. Uzmanların görüşleri toplanmasından sonra her bir uzmana ait veriler SPSS 23 programına aktarılmış ve bu programda istatistiksel işlemler gerçekleştirilmiştir. Kapsam geçerlilik oranlarının belirlenmesinde Lawshe (1975) tarafından önerilen formül kullanılmıştır. Bu formül madde gerekli diyen uzman sayısının maddeye görüş bildiren uzman sayısının yarısına bölünmesiyle elde edilen değer bir eksiğidir. Örneğin, taslak ölçekte yer alan maddelerden biri olan “Önemli biriyim.” ifadesinin genel benlik algısı alt boyutuna uygunluğunu değerlendiren 25 uzmandan 19’u bu maddeyi gerekli olarak değerlendirmiş, beş uzman yararlı ama yetersiz olarak değerlendirmiş, bir uzman ise gereksiz olarak değerlendirmiştir. Yukarıda sözü edilen formül kullanılarak kapsam geçerliliği oranı hesaplandığında bu oranın 0.52 olduğu görülmüştür. Uzman görüşüne sunulan 167 madde için bu formül kullanılarak kapsam geçerlilik oranları hesaplanmıştır. Daha sonra bu kapsam geçerlilik oranları minimum kapsam geçerlilik ölçütü değerleri ile karşılaştırılmış ve çıkarılması gereken maddeler belirlenmiştir.



Şekil 1. EİBAÖ Geliştirme Aşamaları

## Bulgular

Lawshe'ye (1975) göre minimum kapsam geçerlilik ölçütü 25 uzman için .37'dir (Veneziano ve Hooper, 1997). Bu değer in altında kapsam geçerlilik değerlerine sahip genel benlik algısı ölçeğinde yedi madde, akademik benlik algısı ölçeğinde sekiz madde, fiziksel benlik algısı ölçeğinde iki madde, sosyal benlik algısı ölçeğinde iki madde, aile benlik algısı ölçeğinde bir madde taslak ölçekten çıkarılmıştır. Geliştirilen ölçme aracı birden fazla alt boyuta sahip olduğunda her bir alt boyut için kapsam geçerlilik indeksleri hesaplanmaktadır (Lawshe, 1975; Veneziano ve Hooper, 1997). Genel benlik algısı alt ölçeği için kapsam geçerlilik indeksi .64, akademik benlik algısı ölçeği için .74, fiziksel benlik algısı ölçeği için .74, sosyal benlik algısı ölçeği .74, aile benlik algısı ölçeği için ise .73 olduğu bulunmuştur. Lawse tekniğinden yararlanılarak 20 maddenin çıkarılmasından sonra toplamda madde havuzunda 147 maddenin kaldığı görülmüştür. Taslak formada çok sayıda madde bulunduğundan, yeterli kapsam geçerlilik oranına sahip ancak uzmanlar tarafından revize edilmesi önerilen maddelerinde ölçek formundan çıkarılmasına karar verilmiş ve bu işlem sonucunda 96 maddeden oluşan Ergenler için Benlik Algısı Ölçeği Taslak Formu (EİBAÖTF) oluşturulmuştur.

## Çalışma 2: EİBAÖTF Açımlayıcı Faktör Analizi

### Yöntem

#### Çalışma Grubu

Doksan altı maddeden oluşan form uygun örnekleme yoluyla seçilen 405 öğrenciden oluşan ilk çalışma grubuna uygulanmıştır. Çalışma grubunu oluşturan öğrenciler Amasya ilinde yer alan bir liseye devam etmektedir. Öğrencilerin tamamı erkektir. Katılımcıların yaş aralığı 13 ile 19 arasında değişmekte olup ortalama yaşları 15.77'dir (S.s: 1.19). Öğrencilerin 173'ü (%43) dokuzuncu sınıf öğrencisiyken, 82'si (%20) 10. sınıf, 69'u 11. sınıf (%17), 78'i (%19) 12. sınıf öğrencisidir.



## Veri Toplama Araçları

Kişisel Bilgi Formu: Bu form öğrencilerin cinsiyet, sınıf düzeyi ve yaşına ilişkin sorular içermektedir.

EİBAÖTF: Taslak form 96 maddeden oluşmaktadır. Taslak ölçekte 30 maddesi tersten kodlanmaktadır. Katılımcılar her bir ölçek ifadesine katılma derecelerini *Çok Yanlış*'tan (1), *Çok Doğru*'ya (5) uzanan beşli likert tipi bir ölçekte cevaplamaktadır.

## Prosedür

Araştırmalar için gerekli tüm izinler Millî Eğitim Bakanlığında alınmıştır. Öğrencilere taslak ölçek sınıf rehber öğretmenlerinin gözetimi ve denetimi altında uygulanmıştır. Uygulamalar gerçekleştirilmeden önce öğrencilere, araştırmaya katılımın gönüllü olduğu, verdikleri cevapların gizli kalacağı, toplanan verilerin araştırma amacı dışında kullanılmayacağı, araştırmanın başlangıcında, ortasında ya da sonunda herhangi bir yaptırıma uğramadan çekilebilecekleri hakkında bilgi verilmiştir. Tüm öğrenciler araştırmaya gönüllü olarak katılmıştır. Uygulamalar yaklaşık olarak 20 dakika sürmüştür.

## İstatistiksel analiz

İstatistiksel analizler SPSS 23 ve Factor 9.3 (Lorenzo-Seva ve Ferrando, 2006) istatistiksel analiz programları aracılığıyla gerçekleştirilmiştir. Öğrencilerin bir kısmı EİBAÖTF maddelerinin tamamını cevaplamamıştır. Kayıp değerler madde düzeyinde %0 ile %3.7 arasında değiştiği görülmüştür. Bu nedenle, sınırlı sayıdaki bu kayıp değerlere açımlayıcı faktör analizi gerçekleştirilmeden önce ölçme ve değerlendirme uzmanları (Graham, 2009; Schlomer, Bauman ve Card, 2010) tarafından açımlayıcı faktör analizi kullanıldığı durumlarda yansız ve etkili bir kayıp değer ataması yöntemi olması nedeniyle tavsiye edilen Beklenti-Maksimizasyon (Expectation-Maximization) algoritması kullanılarak veri atama işlemi gerçekleştirilmiştir. Ancak beklenti-maksimizasyon algoritması kullanıldığında verilerin büyük bir kısmına kusurlu değer ataması gerçekleştirildiğinden

(Örn: 4.33) ve öğrencilerin küsuratlı bir cevap vermesi mümkün olmadığından en yakın tam sayıya yuvarlama işlemi gerçekleştirilmiştir. Yukarıdaki verilen örnekte atanmış değer olan 4.33 değeri dörde yuvarlanmıştır. Ancak Tabachnick ve Fidell'e (2012) göre kayıp değer veri setinde %5 ve altında olduğunda farklı kayıp değer atama işlemleri (ortalama değer atama, medyan değer atama, çoklu veri atama, regresyona dayalı veri atama) benzer sonuçlar verme eğilimindedir. İkinci olarak, veri setinde tek değişkenli ve çok değişkenli aykırı değerler olup olmadığı incelenmiş ve 57 çok değişkenli aykırı değer tespit edilerek veri setinden çıkarılmıştır (Tabachnick ve Fidell, 2012).

Alan yazını incelendiğinde, geliştirilen ölçeklerin faktör yapılarının belirlenmesinde açımlayıcı ve doğrulayıcı faktör analizlerinden yararlanıldığı görülmektedir. Ancak açımlayıcı faktör analizi belirli bir teorik yapı oluşturulması ya da başka bir anlatımla ölçek geliştirme sürecinde kullanılan çok değişkenli bir istatistiktir. Doğrulayıcı faktör analizi ise var olan teorik bir yapının farklı kültürlerde ya da farklı örneklemelerde benzer bir yapıya sahip olup olmadığının değerlendirilmesinde kullanılan çok değişkenli bir istatistiktir (Keith, 2019). Bu nedenle, EİBAÖTF cevapları açımlayıcı faktör analizine tabi tutulmuştur.

Ölçeğin faktör yapısının belirlenmesinde teorik çerçeveden, özdeğeri birden büyük faktör sayısı, yamaç birikinti grafiği, paralel analiz ve Veliçer'in en küçük kısmi korelasyon (Map) faktör sayısına karar verme tekniklerinden yararlanılmıştır. Özdeğeri birden büyük faktör sayısı tekniği özdeğeri birden küçük faktörlerin önemsiz miktarda varyansı açıkladığı için sadece özdeğeri birden büyük faktörlerin ölçekte bulunması gerektiğini ileri sürmektedir. Bu yaklaşım altında yatan temel gerekçe, faktör analizinde başladığında her bir maddenin özdeğeri birdir. Eğer bir faktör analiz başlangıcında her bir maddenin açıkladığı kadar varyans açıklıyorsa bu faktörün açıkladığı varyans yeterlidir. Yamaç-birikinti grafiği yöntemi öz değerleri görsel açıdan inceleyerek ölçekteki faktör sayısını belirlemeyi amaçlamaktadır. Grafikte öz değerlerin belirli bir şekilde kırılma gerçekleştirdiği nokta ölçeğin kaç faktörden oluşabileceğine ilişkin bilgi sağlamaktadır. Paralel analiz tekniği, ölçekteki madde sayısı ve örneklem büyüklüğüyle aynı tesadüfi korelasyon matrisleri oluşturularak bu matrislerden elde edilen ortalama özdeğerleri, ölçekten elde edilen gerçek öz değerlerle karşılaştırmakta, gerçek özdeğeri paralel analiz sonucu elde

edilen öz değerlerden büyük en son öz değer ölçeğin oluşması gereken faktör sayısını belirlemektedir. Velicer'in en küçük kısmi ortalama korelasyon yöntemi ise ölçekte var olan genel faktörlerin, gizil faktörlerle ilişkili olduğunu ve bu gizil faktörlerin ölçekteki son faktöre kadar kısmi korelasyon gösterdiğini ileri sürmektedir. Başka bir ifadeyle Velicer's Map testi, kısmi korelasyonlar en düşük düzeye ulaştığında faktörleri çıkarmayı durdurmaktadır (Cattell, 1966; Horn, 1965; Lorenzo-Seva ve Ferrando, 2006; Lorenzo-Seva, Timmerman ve Kiers, 2011; Velicer, 1976).

Ancak çoğu durumda, araştırmacılar özdeğeri birden büyük faktör sayısını ve yamaç birikinti grafiğinin kullanımını özdeğeri birden büyük faktör sayısı için çok sayıda faktörün çıkarılmasına neden olduğu ve yamaç birikinti grafiği için ise birden fazla noktada kırılma gösterdiğinde yorumlanmasındaki öznellik nedeniyle kullanımını önermemektedir (Baglin, 2014; Costello ve Osborne, 2005). Diğer taraftan araştırmacılar, Velicer Map testi ve paralel analiz tekniği gibi ileri faktör sayısına karar verme tekniklerinin daha doğru sonuçlar verdiği görüşündedirler. Bundan dolayı Velicer Map testi ve paralel analiz tekniği gibi faktör sayısına karar verme tekniklerinin açılıyıcı faktör analizi sırasında kullanımını önermektedir (Baglin, 2014; Costello ve Osborne, 2005). Bu nedenle bu araştırmada sıklıkla kullanılan özdeğeri birden büyük faktör sayısı ve yamaç birikinti grafiğinin yanı sıra Türkiye'deki psikoloji araştırmalarında kullanımı yaygın olmayan Velicer Map testi ve paralel analizden yararlanılmıştır.

Ölçeğin faktör sayısına karar vermede kullanılan tekniklerin uyuşmaması durumunda, faktör analizi her bir tekniğin önerdiği faktör yapısına sınırlandırılarak analiz gerçekleştirilmiştir ve teorik çerçeveye en uygun olduğu belirlenen faktör yapısıyla analizlere devam edilmiştir. Ölçeğin faktör sayısına karar vermede ölçek maddelerinin yorumlanabilirliği ve maddelerin uyumu bir diğer kriterdir. Yukarıda belirtilen şartlarla birlikte her bir alt boyutta en az dört madde olması (Izquierdo, Olea ve Abad, 2014) ve her bir faktör alt boyutu Cronbach Alpha iç tutarlılık katsayısının .70 ve üzerinde olması şartı oluşturulmuştur. Ölçeğin maddelerinin hangi faktöre ait olduğunu belirlemek amacıyla da madde faktör yük değerlerinin .30 (Field, 2018) ve üzerinde olması ve diğer faktörlerle .10 üzerinde fark olması (Gorsuch, 1983) kriteri kullanılmıştır. Öğrencilerin EİBAÖTF'e verdikleri cevaplar, maksimum olabilirlik yöntemi ve Direk Oblimin ( $\gamma=$

0) rotasyon döndürme yöntemiyle açımlayıcı faktör analizine tabi tutulmuştur. Direk Oblimin rotasyon yönteminin seçilmesinin nedeni teorik olarak ve daha önce benlik algısıyla ilgili gerçekleştirilen çalışmalarda benlik algısı alt boyutlarının birbiriyle ilişkili olduğunun bulunmasıdır (Örn., Fuentes, García, Gracia ve Alarcón, 2015).

Öğrencilerin EİBAÖTF'e verdikleri cevapların faktör analizi için uygun olup olmadığı üç farklı test aracılığıyla incelenmiştir. İlk olarak EİBAÖTF ölçek maddeleri arasında çoklu doğrusallık problemi olup olmadığı ölçek maddelerine ait determinant matrisi değerleri incelenerek belirlenmiştir. Determinant matrisi değerinin 0.00001 değerinin üstünde olması (Field, 2018) ölçek maddeleri arasında çoklu doğrusallık problemi olmadığını göstermektedir. Gerçekleştirilen tüm analizlerde determinant matrisinin bu değer üstünde olduğu görülmüştür. İkincisi ölçek maddelerine ait korelasyon matrisinin birim matrisi olup olmadığının test edilmesidir. Bu amaçla Barlett Küresellik testinden yararlanılmaktadır ve bu testin anlamlı olması ( $p < .05$ ) verilere ait korelasyon matrisinin birim matrisi olmadığını göstermektedir (Field, 2018). Birim matris tüm değişkenlerin kendileriyle korelasyonlarının 1 diğer değişkenlerle korelasyonlarının tamamının 0 olduğu matristir. Örneklem büyüklüğünün faktör analizi için yeterli olup olmadığı ise Kaiser-Meyer-Olkin örneklem yeterliliği katsayısı aracılığıyla incelenmektedir ve bu test değerinin faktör analizi gerçekleştirebilmek için minimum .60 ve üstü değerlere sahip olması gerekmektedir (Kaiser, 1974).

## Bulgular

### Faktör Sayısının Belirlenmesi

Gerçekleştirilen faktör analizi sonucunda ölçeğin özdeğeri birden büyük 23 faktörden oluştuğu ancak yamaç-birikinti grafiğinin beş ve altı faktörde bir kırılma gösterdiği görülmüştür. Paralel analiz ölçeğin altı faktörden oluşabileceğini belirtirken, Velicer'in MAP testi üç faktörden oluşabileceğini belirtmiştir. Faktör sayısına karar verme testlerinin farklı sonuçlar vermesi nedeniyle ölçek faktör yapısı 3 faktörden 7 faktöre kadar değişen faktörlere zorlanarak bir dizi açımlayıcı faktör analizi gerçekleştirilmiştir.

Gerçekleştirilen faktör analizleri sonucunda en yorumlanabilir faktör yapısını beş faktör oluşturduğundan analizlere beş faktörle devam edilmesine karar verilmiştir.

### EİBAÖTF Açımlayıcı Faktör Analizi

Barlett Küresellik testinin anlamlı ( $\chi^2(4560) = 17179.23, p < .001$ ) olduğu ve Kaiser-Meyer-Olkin örneklem yeterliliği değerinin .91 olduğu görülmüştür. EİBAÖTF faktör analizi için uygun olduğu görüldükten sonra maksimum olabilirlik faktörleştirme ve Direk Oblimin ( $\gamma=0$ ) eğik döndürme rotasyon tekniğiyle bir dizi analiz gerçekleştirilmiştir. Bu analizlerde madde faktör yük değeri .30'un altında olan maddeler, tasarlanan boyuta yüklenmeyen maddeler ve binişik maddeler sırasıyla çıkarılarak analizler tekrar edilmiştir. Bu analizler sonucunda 25 maddelik asıl form oluşturulmuştur. Tablo 1'de bu formda yer alan maddeler, bu maddelerin madde faktör yük değerleri, boyutların öz değerleri ve açıkladıkları varyans oranları yer almaktadır. Tablo 1'de görüldüğü gibi genel benlik algısı alt ölçeğinin madde faktör yük değerleri .30 ile .66 arasında, fiziksel benlik algısının .37 ile .58 arasında, akademik benlik algısının .31 ile .76 arasında, sosyal benlik algısı .33 ile .67, aile benlik algısı ise .43 ile .66 arasında değişmektedir.

**Tablo 1. EİBAÖ açımlayıcı faktör analizi sonuçları**

	$\lambda$	$h^2$
Genel benlik algısı (F1)		
Kendimi seviyorum. (M1)	.66	.55
Kendimi değerli hissediyorum. (M6)	.60	.53
Kendimle gurur duyuyorum. (M11)	.56	.49
Kendime saygı duyuyorum. (M16)	.51	.55
Çok sayıda olumlu özelliğim var. (M21)	.30	.37
Özdeğer	8.02	
Açıklanan varyans	32.06	
Fiziksel benlik algısı (F2)		
Yaşıtlarımın çoğundan daha etkileyici bir vücuda sahibim. (M2)	.58	.43
Tanıdığım akranlarımdan çoğundan daha yakışıklıyım/güzelim. (M7)	.50	.29
Yaşıtlarıma göre daha kuvvetli bir fiziksel yapıya var. (M12)	.47	.39
Fiziksel olarak kendimi beğeniyorum. (M17)	.43	.30
Fiziksel olarak çekici bir insanım. (M22)	.37	.39
Özdeğer	1.86	
Açıklanan varyans	7.43	
Akademik benlik algısı (F3)		
Genellikle derslere karşı ilgiliyimdir. (M3)	.76	.58
Öğretmenlerim benim çalışkan bir öğrenci olduğumu düşünür. (M8)	.67	.44
Derslerimin çoğunda başarılıyım. (M13)	.59	.45

Öğretmenlerim tarafından takdir ediliyorum. (M18)	.48	.36
İstediğim yükseköğretim programını kazanacak kadar yetenek sahibiyim. (M23)	.31	.28
Özdeğer	1.46	
Açıklanan varyans	5.84	
Sosyal benlik algısı (F4)		
Arkadaşlarımla birlikteyken kendimi iyi hissediyorum. (M4)	.67	.48
Arkadaşlarımla iyi anlaşırım. (M9)	.65	.54
Arkadaşlarıma duygu ve düşüncelerimi kolaylıkla ifade edebiliyorum. (M14)	.51	.44
Çevremde ihtiyaç duyduğumda destek alabileceğim birçok arkadaşım var. (M19)	.46	.44
Arkadaşlarım bana değer verir. (M24)	.33	.32
Özdeğer	1.17	
Açıklanan varyans	4.70	
Aile benlik algısı (F5)		
Ailemle birlikteyken kendimi iyi hissediyorum. (M5)	.66	.44
Ailemle birlik beraberlik içerisindeyiz. (M10)	.54	.58
Kendi çocuklarım olursa, onları ailemin beni yetiştirdiği gibi yetiştirmek isterim. (M15)	.54	.41
Ailemle iyi anlaşıyorum. (M20)	.49	.38
Mutlu bir aile hayatım var. (M25)	.43	.45
Özdeğer	1.13	
Açıklanan varyans	4.53	

**Not:** ||.30|| ve altındaki değerler rapor edilmemiştir.  $\lambda$ = Madde faktör yük değeri,  $h^2$ : Açıklanan ortak varyans değeri çıkarılan.

### Çalışma 3: EİBAÖ Doğrulamalı Faktör Analizi ve Açıklayıcı Yapısal Eşitlik Modellemesi Analizi

#### Yöntem

#### Çalışma Grubu

İkinci çalışma grubunu uygun örnekleme yoluyla seçilen Amasya ilinde bir liseye devam etmekte olan 218 lise öğrencisi oluşturmuştur. Katılımcıların yaklaşık olarak %39 ( $n=85$ )'u kadın ve %61 ( $n=133$ )'i erkektir. Katılımcıların yaş aralığı 14 ile 17 arasında değişmekte olup ortalama yaşları 15.83 (S.s: .75)'tür. Öğrencilerin 82'si (%38) dokuzuncu sınıf öğrencisiyken, 125'i (%57) 10. sınıf, 11'i 11.sınıf (%5) öğrencisidir.

#### Veri toplama araçları

**Kişisel Bilgi Formu:** Bu form öğrencilerin cinsiyeti, yaşı, sınıf düzeyi hakkında bilgi edinmeye yönelik olarak araştırmacı tarafından geliştirilmiştir.

EİBAÖ: Öğrencilerin farklı boyutlardaki benlik kavramını ölçek amacıyla EİBAÖ kullanılmıştır. Ölçek katılımcıların benlik algısını genel, fiziksel, akademik, sosyal ve aile benlik algısı alanlarında değerlendirmesini amaçlamaktadır. Ölçeğin her bir alt boyutunda beş madde bulunmakta olup katılımcılar ölçek ifadesine katılma derecelerini *Çok Yanlış*'tan (1), *Çok Doğru*'ya (5) uzanan beşli Likert tipi bir ölçekte cevaplamaktadır. Ölçeğin her bir alt boyutundan alınabilecek puanlar 5 ile 25 arasında değişmektedir. Ölçekte her bir alt boyuttan alınan puanların yüksekliği, bireyin o alt boyuta ilişkin benlik algısının yüksek olduğuna işaret etmektedir.

### **Prosedür**

Öğrencilere Kişisel Bilgi Formu ve EİBAÖ veri toplama aracı birlikte uygulanmıştır. Uygulamalar sınıf rehber öğretmenlerinin gözetimi ve denetimi altında normal ders saatlerinde gerçekleştirilmiştir. Öğrencilere, araştırmaya katılımın gönüllü olduğu, verdikleri cevapların gizli kalacağı, toplanan verilerin araştırma amacı dışında kullanılmayacağı, araştırmanın başlangıcında, ortasında ya da sonunda herhangi bir yaptırıma uğramadan çekilebilecekleri hakkında bilgi verilmiştir. Tüm öğrenciler araştırmaya gönüllü olarak katılmıştır. Uygulamalar yaklaşık olarak 20 dakika sürmüştür.

### **İstatistiksel analiz**

Tüm istatistiksel analizler SPSS 23 ve Mplus 7.4 (Muthén ve Muthén, 1998-2012) programında gerçekleştirilmiştir. Ölçeğin açımlayıcı faktör analizi sonucu elde edilen beş faktörlü yapısının yeni bir örnekleme benzer olup olmadığını test etmek amacıyla hem doğrulayıcı faktör analizi hem de açımlayıcı yapısal eşitlik modellemesi (ESEM) analizleri gerçekleştirilmiştir. Sınırlı sayıda kayıp değere, birinci araştırmaya benzer şekilde ilk olarak beklenti-maksimizasyon algoritması kullanarak veri atama işlemi gerçekleştirilmiş ve sonrasında en yakın tam sayıya yuvarlama işlemi gerçekleştirilmiştir. Veri setindeki tek değişkenli ve çok değişkenli aykırı değerler Tabachnick ve Fidell'in (2012) önerileri doğrultusunda incelenmiştir.

Bu inceleme sonucunda üç tek değişkenli, 18 çok değişkenli aykırı değer veri setinden çıkarılmıştır.

Katılımcıların EİBAÖ maddelerine verdikleri cevaplar ortalamaya ve varyansa göre düzeltilmiş ağırlıklandırılmış en küçük kareler (mean and variance adjusted weighted least squares [WLSMV]) model tahmin yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir (Beauducel ve Herzberg, 2006; Finney ve DiStefano, 2013). Araştırmacılar, doğrulayıcı faktör analizinde sıklıkla kullanılan maksimum olabilirlik tahmin yönteminin, normal dağılım göstermeyen ya da sınırlı sayıda cevaplama kategorisine sahip, sıralama tipi ölçek maddeleriyle kullanıldığında doğru olmayan sonuçlar verebileceğini belirtmektedir (Beauducel ve Herzberg, 2006; Finney ve DiStefano, 2013).

Araştırmalar, WLSMV tahmin yönteminin sınırlı sayıda cevaplama kategorisine sahip Likert tipi ölçeklerde ve normal dağılım göstermeyen ve küçük örneklem büyüklüklerinde daha iyi performans sergilediğini, daha doğru madde faktör yük değerleri tahminleri ve daha doğru uyum iyiliği indekslerine sahip olduğunu göstermektedir (Beauducel ve Herzberg, 2006; Rhemtulla, Brosseau-Liard ve Savalei, 2012). Bu bağlamda, EİBAÖ maddelerinin sınırlı sayıda cevaplama kategorisine sahip, Likert tipi ölçek maddelerinden oluşan bir ölçek olduğu dikkate alınarak bu araştırmada WLSMV tahmin yöntemi kullanılmıştır.

Doğrulayıcı faktör analizlerinde test edilen modelin verilerle uyumu uyum iyiliği indeksleri aracılığıyla test edilmektedir. Bu araştırmada modellerin test edilmesinde, Ki-kare ( $\chi^2$ ), düzeltilmiş ki-kare değeri (ki-karenin serbestlik derecesine oranı [ $\chi^2/sd$ ]), Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI), Yaklaşık Hataların Ortalama Karekökü (RMSEA), Ağırlıklandırılmış Hataların Ortalama Karekökü (WRMR) uyum iyiliği indeksleridir.

Ki-kare ( $\chi^2$ ) uyum iyiliği indeksi örneklem kovaryans/korelasyon matrisi ile model tarafından oluşturulan kovaryans/korelasyon matrisi arasında anlamlı bir farklılık olup olmadığını test etmektedir. Anlamsız bir  $\chi^2$  değeri ( $p > .05$ ) gözlenen ve oluşturulan korelasyon/kovaryans matrisi arasında anlamlı bir farklılık olmadığını göstermektedir. Ancak  $\chi^2$  istatistiği büyük örneklemelerde ve tahmin edilen değişken sayısı fazla olduğunda (karmaşık modellerde) model veri uyumu belirgin bir şekilde kötü olmasa da anlamlı olma eğilimindedir. Ki-kare ( $\chi^2$ ) değerinde belirli bir



değer önerilmemekle birlikte düşük  $\chi^2$  değerleri model veri uyumunda artışa işaret etmektedir (Dattalo, 2013). Araştırmacılar,  $\chi^2$  testinin bilinen sınırlılıkları nedeniyle  $\chi^2$  değerine bir düzeltme yapılarak rapor edilmesini önermektedir (Tabachnick ve Fidell, 2012; Wheaton, Muthen, Alwin ve Summers, 1977). Ki-kare değerinin model serbestlik derecesine ( $\chi^2/sd$ ) bölünerek elde edilen bu düzeltme değeri düzeltilmiş  $\chi^2$  değeri olarak isimlendirilmektedir. Doğrulayıcı faktör analizlerinde kullanılan uyum iyiliği indekslerinde iyi ya da mükemmel uyumu ifade eden değerler üzerinde araştırmacılar arasında bir görüş birliği olmamasına rağmen, sd oranının 2'den yüksek ancak 5'ten düşük olması ( $2 < \chi^2 /sd \leq 5$ ) kabul edilebilir uyuma, 2 ve altı değerler ( $2 \geq \chi^2 /sd$ ) mükemmel uyuma işaret etmektedir (Tabachnick ve Fidell, 2012; Wheaton ve diğerleri, 1977). CFI araştırmacı tarafından oluşturulan model ile başlangıç modelini karşılaştırarak model veri uyumundaki göreceli artışı ifade etmektedir. Başlangıç modeli tüm değişkenlerin birbiriyle ilişkisiz olduğu başka bir ifadeyle gizil değişkenlerin olmadığı modeli ifade etmektedir. CFI değerlerin .90 ile .94 aralığında olması kabul edilebilir uyuma, .95 ve üzeri olması mükemmel uyuma işaret etmektedir. TLI indeksi de CFI indeksi gibi bir göreceli uyum indeksidir ve modellerin tahmininde model karmaşıklığını dikkate alır. Her iki indeksin de alabileceği değerler genellikle 0 ile 1 arasında değişirken, bazı durumlarda CFI değerleri 1'in üzerinde değerler alabilir. CFI indeksi 1'in altında olduğunda TLI her zaman CFI'den daha düşük değerler alır. TLI değerlerinin .90 ve üzerinde olması iyi uyuma, .95 ve üzeri olması mükemmel uyuma işaret etmektedir. RMSEA her bir serbestlik derecesine göre model uyumsuzluğunu gösterir. Genel olarak, .06 ile .10 arasında değerler kabul edilebilir uyuma işaret ederken, .05 ve altı değerler mükemmel uyuma işaret etmektedir. Diğer uyum indekslerinden farklı olarak RMSEA değerinin güven aralıkları hesaplanabildiğinden, RMSEA değerinin .05'ten anlamlı bir şekilde farklılaşmış farklılaşmadığı test edilebilmektedir (Wang ve Wang, 2020). Anlamsız bir olasılık değeri ( $p > .05$ ) RMSEA değerinin .05'ten anlamlı bir farklılık göstermediğini, yani model veri uyumunun mükemmel olduğunu ifade etmektedir. Son olarak WRMR artık temelli bir uyum iyiliği indeksidir. WRMR'nin 1 yakın değerlere sahip olması iyi uyuma, .90 ve altı değerler mükemmel uyuma işaret etmektedir (Dattalo, 2013; Schreiber, Stage, King, Nora ve Barlow, 2006; Tabachnick ve Fidell, 2012; Wang ve Wang, 2020; Yu, 2002).

ESEM analizleri son yıllarda geliştirilen doğrulayıcı faktör analizi (DFA) ve açımlayıcı faktör analizinin (AFA) güçlü yönlerini bir araya getiren yeni bir istatistiksel tekniktir (Asparouhov ve Muthén, 2009). AFA sonucu basit ve belirgin bir faktör yapısına sahip çok boyutlu ölçekler, DFA gerçekleştirildiğinde sıklıkla kabul edilebilir ya da mükemmel uyumdan uzak bir yapı sergilemektedir. Bu durum kısmen DFA'nın sınırlayıcı bağımsız kümeler varsayımından (BKV, Independent Clusters Model [ICM]) kaynaklanmaktadır. BKV da her bir madde sadece belirli bir gizil faktöre yüklenmekte ve diğer faktörlerle olan çapraz yük değerleri (cross-loadings) 0'a eşitlenmektedir. Bu durum DFA modellerinde gizil faktörler arasındaki korelasyon değerlerinin olduğundan daha yüksek görünmesine neden olabilmekte ve çok boyutlu ölçeklerin aykırı ölçekler geçerliliğine zarar verebilmektedir (Tomás, Marsh, González-Romá, Valls ve Nagengast, 2014). Gizil faktörler arasındaki korelasyonların artması aynı zamanda gizil değişkenler arasında çoklu doğrusallık problemlerine neden olarak tahmin sürecinde sıkıntılar meydana getirebilmektedir (Booth ve Hughes, 2014). Bu durum maddeler diğer boyutlarla da ilişkili olduğunda daha kötü model veri uyumuna da neden olabilmektedir. Marsh, Liem, Martin, Morin ve Nagengast'a (2011) göre bu varsayım bazı durumlarda araştırmacıların bu durumun üstesinden gelebilmek için uygunsuz, yanıltıcı ya da basit bir şekilde yanlış yöntemler (Örn., çok sayıda hata teriminin birbirleriyle ilişkili olmasına izin verme, madde parselleme) kullanılmasına neden olabilmektedir. ESEM analizleri test edilen modellerin DFA gibi uyum iyiliği indeksleri aracılığıyla test edilmesine de olanak sağlamaktadır. Bu araştırma kapsamında incelenecek EİBAÖ bağlamında değerlendirildiğinde bazı maddeler teorik olarak aynı boyutta olmamasına rağmen benzer kelimelerle ifade edildiğinden, maddeler ölçülmek istenen psikolojik yapıyla ilgili olduğu boyutun yanı sıra birlikte belirgin bir değişim de gösterebilir (Sánchez-Carracedo ve diğerleri, 2012). Bu durum özellikle model artıklarında artışa neden olabilir ve WRMR ve RMSEA gibi artık temelli uyum iyiliği indekslerini arttırabilir. Bu nedenle, EİBAÖ maddeleri ESEM kullanılarak analiz edildiğinde daha iyi uyum verebilir.

ESEM analizleri açımlayıcı ya da doğrulayıcı bir şekilde kullanılabilir (Marsh ve diğerleri, 2011; Marsh, Morin, Parker ve Kaur, 2014). ESEM analizleri açımlayıcı bir şekilde kullanıldığında (full-ESEM) ölçülmek istenen

gizil değişkenleri oluşturan maddelerin hangi gizil değişkenlere ait olduğu belirtilmez. Bu şekilde kullanıldığında AFA'dan belirgin bir farklılık göstermez. Araştırmacı basit faktör yapısını elde edebilmek için dik ve eğik döndürme yöntemlerini kullanabilir. Ancak, açıklayıcı faktör analizinden farklı olarak test edilen model uyum iyiliği indeksleri aracılığıyla test edilebilir. Doğrulamalı bir şekilde kullanıldığında (Set-ESEM), araştırmacı her bir gizil değişkenin hangi maddelerle ilişkili olduğunu belirtir ve bu maddelerin madde faktör yük değerleri ait oldukları faktörde diğer maddelerin madde faktör yük değerleri 0'a yakın bir değere sahip olmaya zorlanarak analiz gerçekleştirilir. Doğrulamalı bir tarzda gerçekleştirildiğinde ESEM analizlerinde araştırmacı hangi maddelerin hangi gizil faktörlerle ilişkili olabileceğine ilişkin bilgi sahibidir (Marsh ve diğerleri, 2014). Bu araştırma da EİBAÖ'nin faktör yapısı bilindiğinden doğrulamalı bir şekilde kullanılmıştır. Analizlerde gizil değişkenlerin birbiriyle ilişkili olmasına izin verilmiştir.

## Bulgular

Gerçekleştirilen doğrulamalı faktör analizi sonucunda beş faktörlü modelin model veri uyumunun kabul edilebilir düzeyde olduğu görülmüştür ( $\chi^2(265)$ : 521.050,  $p < .0001$ ,  $\chi^2/sd$ : 1.966, CFI: .949, TLI: .942, RMSEA: .067,  $p < .001$ , RMSEA %90 Güven Aralığı Alt Sınır: .058, RMSEA %90 Güven Aralığı Üst Sınır: .075, WRMR: 1.040).

Tablo 2'te doğrulamalı faktör analizi sonucu elde edilen standardize edilmiş madde faktör yük değerleri, standardize edilmiş madde faktör yük değerlerinin standart hataları, z-değerleri,  $R^2$  değerleri ve gizil değişkenler arasındaki korelasyon değerleri görülmektedir.

Tablo 2'de görüldüğü gibi genel benlik algısı boyutunun madde faktör yük değerleri .71 ile .79 arasında değişirken, fiziksel benlik algısı .63 ile .82, akademik benlik algısı .72 ile .85, sosyal benlik algısı .56 ile .81, aile benlik algısı .65 ile .96 arasında değişmektedir. Ölçeğin tüm maddeleri istatistiksel olarak en az  $p < .001$  düzeyinde anlamlıdır ve maddelerin açıkladıkları varyans oranları .31 ile .91 arasında değişmektedir.

Gizil değişkenler arasındaki korelasyon değerleri .27 ile .74 arasında değişmektedir. Doğrulamalı faktör analizleri kabul edilebilir düzeyde model veri uyumu vermesine rağmen artık temelli uyum iyiliği indeksleri

olan WRMR değerinin kötü uyuma işaret ettiği ve RMSEA değerinin kabul edilebilir düzeyde olduğu görülmüştür. Bu bulgular modelin değişkenler arasındaki ilişkileri yeterli düzeyde iyi bir şekilde açıklayamadığını göstermektedir. Bu nedenle, EİBAÖ maddelerine doğrulayıcı biçimde ESEM analizleri gerçekleştirilmiştir. Gerçekleştirilen ESEM analizleri sonucunda model veri uyumunun mükemmel olduğu görülmüştür ( $\chi^2(185): 271.776, p < .0001, \chi^2/sd: 1.469, CFI: .983, TLI: .972, RMSEA: .046, p > .05, RMSEA \%90$  Güven Aralığı Alt Sınır: .034, RMSEA %90 Güven Aralığı Üst Sınır: .058, WRMR: .502).

Tablo 3'te görüldüğü gibi tüm maddeler kendi faktörlerine anlamlı bir şekilde yüklenmiştir. Genel benlik algısı boyutunun madde faktör yük değerleri .31 ile .64 arasında değişirken, fiziksel benlik algısı .57 ile .86, akademik benlik algısı .40 ile .88, sosyal benlik algısı .46 ile .92, aile benlik algısı .60 ile .93 arasında değişmektedir. Ölçeğin tüm maddeleri kendi boyutlarında istatistiksel olarak en az  $p < .001$  düzeyinde anlamlıdır.

**Tablo 2. Doğrulayıcı faktör analizi sonuçları**

	$\lambda$	S.H	z	R <sup>2</sup>
Genel benlik algısı(F1)				
M1	.789	.037	21.221	.623
M6	.780	.032	24.134	.608
M11	.786	.030	26.401	.617
M16	.707	.046	15.433	.499
M21	.791	.034	23.332	.625
Fiziksel benlik algısı (F2)				
M2	.630	.043	14.573	.396
M7	.818	.032	25.333	.669
M12	.806	.037	21.818	.650
M17	.699	.039	17.841	.488
M22	.816	.034	23.711	.666
Akademik benlik algısı (F3)				
M3	.765	.030	25.330	.586
M8	.845	.027	31.018	.714
M13	.827	.032	25.600	.683
M18	.793	.035	22.361	.629
M23	.720	.040	18.114	.519
Sosyal benlik algısı (F4)				
M4	.556	.061	9.078	.310
M9	.704	.045	15.514	.496
M14	.609	.056	10.968	.371
M19	.807	.041	19.932	.652
M24	.802	.039	20.327	.644
Aile benlik algısı (F5)				
M5	.801	.043	18.648	.641
M10	.845	.036	23.730	.714

Ergenler İçin Benlik Algısı Ölçeğinin Geliştirilmesi

M15	.647	.056	11.646	.419
M20	.891	.027	32.765	.794
M25	.955	.027	36.019	.913

Gizil değişkenler arasındaki korelasyon değerleri

	F1	F2	F3	F4
F1				
F2	.743			
F3	.652	.417		
F4	.731	.507	.386	
F5	.545	.274	.406	.496

Not:  $\lambda$ = Madde faktör yük değeri, S.H: Standart hata, Tüm kritik değerler ve korelasyon değerleri en az  $p < .001$  düzeyinde anlamlıdır.

**Tablo 3. ESEM analizi sonuçları**

	F1( $\lambda$ )	F2( $\lambda$ )	F3( $\lambda$ )	F4( $\lambda$ )	F5( $\lambda$ )
Genel benlik algısı(F1)					
M1	.641***	.062	.089	.023	.188***
M6	.483***	.260***	.088	.030	.146**
M11	.619***	.133**	.122*	.097	.010
M16	.583***	-.022	-.017	.311***	.030
M21	.308***	.272***	.178***	.305***	-.027
Fiziksel benlik algısı (F2)					
M2	-.167*	.752***	.059	.012	.003
M7	.380***	.612***	-.007	-.101	-.027
M12	.407***	.567***	-.124**	-.103*	.124**
M17	-.249***	.809***	.059	.136*	.002
M22	.031	.861***	-.088*	.034	.025
Akademik benlik algısı (F3)					
M3	.109*	-.135**	.760***	.028	.032
M8	-.001	-.058	.876***	.015	.069
M13	.030	.015	.866***	-.097*	.032
M18	-.042	.099*	.763***	.012	.048
M23	.355***	.091	.396***	.088	-.121*
Sosyal benlik algısı (F4)					
M4	.174*	-.156	-.126	.605***	.071
M9	.133	-.068	.029	.592***	.086
M14	.050	.207**	.101	.455***	-.133*
M19	.098	-.053	.004	.657***	.181***
M24	-.066	.102*	-.035	.918***	-.040
Aile benlik algısı (F5)					
M5	-.047	-.016	.064	-.038	.848***
M10	.046	.096	.021	-.062	.813***
M15	.112	-.044	.003	.009	.597***
M20	-.069	-.012	.001	.075	.933***
M25	.031	.035	.042	.094	.838***
Gizil değişkenler arasındaki korelasyon değerleri					
	F1	F2	F3	F4	F5
F1					
F2	.472				
F3	.428	.358			
F4	.443	.418	.281		
F5	.386	.165	.324	.381	

*Not:  $\lambda$ = Madde faktör yük değeri,  $p < .05^*$ ,  $p < .01^{**}$ ,  $p < .001^{***}$ , F2-F5 arasındaki korelasyon değeri .05 düzeyinde anlamlıyken, diğer tüm korelasyon değerleri en az  $p < .001$  düzeyinde anlamlıdır.*

## **Çalışma 4 ve 5: EİBAÖ Güvenirliliği**

### **Yöntem**

### **Çalışma Grupları**

EİBAÖ güvenirliliğini test etmek amacıyla birinci (açımlayıcı faktör analizi) ve ikinci (doğrulayıcı faktör analizi ve ESEM) çalışma grubu verileri kullanılarak madde toplam korelasyonları ve Cronbach alpha iç tutarlılık katsayıları hesaplanmıştır. Ölçeğin test tekrar test güvenirliliğini belirlemek amacıyla ölçek 2 ay, 6 ay ve 9 ay arayla üç farklı çalışma grubuna uygulanmıştır. Uygulamalarda kolaylık açısından test-tekrar test güvenirliliği çalışma grubunu oluşturan öğrencilerin tamamı aynı okula devam eden öğrencilerden seçilmiştir. Bu nedenle test tekrar test güvenirliliğinin incelendiği çalışma gruplarının tamamında uygun örnekleme yöntemi kullanılmıştır. Uygulamalar aynı okulda gerçekleştirildiğinden bazı öğrenciler birden fazla uygulamaya katılmıştır. İki aylık test tekrar test güvenirliliği 125 kişilik bir lise öğrencisi grubu üzerinde gerçekleştirilmiştir. Öğrencilerin 59'u (%47) kadın ve 66'sı (%53) erkektir. İki aylık test tekrar test güvenirliliğinin gerçekleştirildiği çalışma grubunu oluşturan öğrencilerin yaş aralığı 14 ile 19 arasında değişmekte olup ortalama yaşları 15.86'dır (S.s: .82). Bir öğrenci yaşını bildirmemiştir. Altı aylık test tekrar test güvenirliliğinin incelendiği çalışma grubunu 95 lise öğrencisi oluşturmuştur. Öğrencilerin 47'si (%49.5) kadın ve 48'i (%50.5) erkektir. Öğrencilerin yaş aralığı 14 ile 18 arasında değişmekte olup, ortalama yaşları 16.06 (S.s: .70)'dur. İki öğrenci yaşını bildirmemiştir. Son olarak, dokuz aylık test tekrar test güvenirliliğinin incelendiği çalışma grubunu 113 lise öğrencisi oluşturmuştur. Öğrencilerin yaş aralığı 14 ile 17 arasında değişmekte olup ortalama yaşları 15.84 (S.s: .70)'tür.

## Veri toplama araçları

Kişisel Bilgi Formu: Bu form öğrencilerin cinsiyeti, yaşı ve sınıf düzeyi hakkında bilgi edinmeye yönelik olarak araştırmacı tarafından geliştirilmiştir.

EİBAÖ: Öğrencilerin tamamı ikinci çalışmada tanıtılan EİBAÖ'ni cevaplamıştır.

## Prosedür

Öğrencilere Kişisel Bilgi Formu ve EİBAÖ veri toplama aracı olarak birlikte uygulanmıştır. Uygulamalar sınıf rehber öğretmenlerinin gözetimi ve denetimi altında normal ders saatlerinde gerçekleştirilmiştir. Öğrencilere, araştırmaya katılımın gönüllü olduğu, verdikleri cevapların gizli kalacağı, toplanan verilerin araştırma amacı dışında kullanılmayacağı, araştırmanın başlangıcında, ortasında ya da sonunda herhangi bir yaptırıma uğramadan çekilebilecekleri hakkında bilgi verilmiştir. Tüm öğrenciler araştırmaya gönüllü olarak katılmıştır. Test tekrar test güvenilirliğini oluşturan örneklerde katılımcılar veri toplama aracını 2 ay, 6 ay ve 9 ay arayla tekrar cevaplamıştır. Öğrencileri belirlemek amacıyla katılımcıların sınıfını ve öğrenci numarasını veri toplama araçlarına yazmaları istenmiştir. Uygulamalar yaklaşık olarak 20 dakika sürmüştür.

## İstatistiksel analiz

Tüm istatistiksel analizler SPSS 23 programında gerçekleştirilmiştir. Ölçeğin maddelerinin ayırt ediciliğini belirleyebilmek amacıyla iki farklı örneklemede madde toplam korelasyonları hesaplanmıştır. EİBAÖ maddelerinin iç tutarlılığını değerlendirmek amacıyla her bir ölçek alt boyutu ve ölçeğin tamamı için Cronbach alpha iç tutarlılık katsayıları hesaplanmıştır. Ölçeğin test tekrar test güvenilirliğini belirleyebilmek amacıyla Pearson korelasyon analizi kullanılmıştır.

### Bulgular

Tablo 4'te birinci ve ikinci çalışma grubunda ölçeğin alt boyutlarına ve ölçeğin tamamına ilişkin hesaplanan madde toplam korelasyonları ve Cronbach alpha iç tutarlılık katsayıları görülmektedir.

Tablo 4'te görüldüğü gibi birinci çalışmada genel benlik algısı alt boyutunun madde toplam korelasyonları .51 ile .66 arasında değişirken fiziksel benlik algısı alt boyutunun madde toplam korelasyonları .43 ile .55, akademik benlik algısı .41 ile .57, sosyal benlik algısı .49 ile .57, aile benlik algısı .51 ile .61 arasında değişmektedir. Ölçeğin tamamının madde toplam korelasyonları ise birinci çalışmada .40 ile .62 arasında değişmektedir. İkinci çalışmada ise genel benlik algısı alt boyutunun madde toplam korelasyonları .58 ile .65 arasında değişirken fiziksel benlik algısı alt boyutunun madde toplam korelasyonları .58 ile .73, akademik benlik algısı .50 ile .75, sosyal benlik algısı .39 ile .68, aile benlik algısı .54 ile .78 arasında değişmektedir. Ölçeğin madde toplam korelasyonları ikinci çalışmada .32 ile .66 arasında değişmektedir. Ölçeğin Cronbach alpha iç tutarlılık katsayıları ilk çalışmada genel benlik algısı alt boyutu için .82, fiziksel benlik algısı alt boyutu için .72, akademik benlik algısı için .74, sosyal benlik algısı için .77, aile benlik algısı için .77 olarak hesaplanmıştır. Ölçeğin tamamının Cronbach alpha iç tutarlılık katsayısı ilk çalışmada .91 olarak hesaplanmıştır. İkinci çalışmada ölçeğin iç tutarlılık katsayıları genel benlik algısı alt boyutu için .83, fiziksel benlik algısı alt boyutu için .83, akademik benlik algısı alt boyutu için .85, sosyal benlik algısı alt boyutu için .75, aile benlik algısı alt boyutu için .86 olarak hesaplanmıştır. Ölçeğin tamamının iç tutarlılık katsayısı ikinci çalışmada .91 olarak hesaplanmıştır.

**Tablo 4. Madde toplam korelasyonları ve cronbach alpha iç tutarlılık katsayıları**

	Çalışma Grubu-1		Çalışma Grubu-2	
	$r_{jxb}$	$r_{jx}$	$r_{jxb}$	$r_{jx}$
Genel benlik algısı (F1)				
M1	.66	.60	.65	.63
M6	.64	.62	.64	.65
M11	.61	.60	.69	.65
M16	.64	.66	.58	.57
M21	.51	.57	.60	.66
Cronbach Alpha	.82		.83	
Fiziksel benlik algısı (F2)				
M2	.55	.46	.60	.39
M7	.45	.40	.63	.57
M12	.50	.44	.58	.56
M17	.43	.42	.61	.45
M22	.47	.48	.73	.54
Cronbach Alpha	.72		.83	
Akademik benlik algısı (F3)				
M3	.53	.46	.67	.49
M8	.53	.45	.75	.53



M13	.57	.43	.74	.50
M18	.53	.48	.67	.51
M23	.41	.44	.50	.54
Cronbach Alpha	.74		.85	
Sosyal benlik algısı (F4)				
M4	.55	.49	.49	.32
M9	.59	.54	.51	.43
M14	.57	.56	.39	.41
M19	.54	.56	.58	.54
M24	.49	.52	.68	.51
Cronbach Alpha	.77		.75	
Aile benlik algısı (F5)				
M5	.53	.42	.70	.41
M10	.61	.58	.66	.46
M15	.56	.53	.54	.37
M20	.51	.47	.78	.48
M25	.55	.58	.75	.57
Cronbach Alpha	.77	.91	.86	.91

Not:  $r_{jxb}$  = Alt boyut kendi içerisinde madde-toplam korelasyonları,  $r_{jx}$  = Ölçeğin tamamı için madde-toplam korelasyonları.

Ölçeğin 2 ay, 6 ay ve 9 ay arayla hesaplanan test tekrar test güvenilirliğine ilişkin Pearson korelasyon katsayıları Tablo 5'te görülmektedir.

**Tablo 5. Test tekrar test güvenilirliği katsayıları**

	2 ay (N=125)	6 ay (N=95)	9 ay (N=113)
	r	r	R
Genel benlik algısı	.74	.63	.57
Fiziksel benlik algısı	.66	.62	.48
Akademik benlik algısı	.71	.48	.47
Sosyal benlik algısı	.69	.43	.48
Aile benlik algısı	.72	.60	.69
Toplam benlik algısı	.82	.64	.59

Not:  $r$  = Pearson korelasyon katsayısı, Tüm  $r$  değerleri en az  $p < .01$  düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5'te görüldüğü gibi genel benlik algısının 2 aylık test tekrar test güvenilirliği .74 iken, 6 aylık test tekrar test güvenilirliği .63, dokuz aylık test tekrar test güvenilirliğinin .57 olduğu görülmüştür. Fiziksel benlik algısının iki ay arayla uygulanması sonucu elde edilen test tekrar test güvenilirliği .66 iken, altı aylık test tekrar test değeri .62, dokuz aylık test tekrar test değeri .48'dir. Akademik benlik algısının iki aylık, altı aylık ve dokuz aylık test tekrar test güvenilirlikleri sırasıyla .71, .48 ve .47'dir. Sosyal benlik algısının iki aylık, altı aylık ve dokuz aylık test tekrar test güvenilirlikleri sırasıyla .69, .43 ve .48'dir. Aile benlik algısı alt ölçeğinin iki aylık test

tekrar test güvenilirliği .72 iken, altı aylık test tekrar test güvenilirliği .60, dokuz aylık test tekrar test güvenilirliği .69'dur. Son olarak benlik algısı toplam puanlarının iki aylık test tekrar test güvenilirliği .82, altı aylık test tekrar test güvenilirliği .64, dokuz aylık test tekrar test güvenilirliği .59 olarak hesaplanmıştır.

## Tartışma

Bu araştırmada Shavelson ve diğerleri (1976) tarafından önerilen çok boyutlu benlik algısı modeli ve DeVellis (2012) tarafından önerilen ölçek geliştirme aşamaları izlenerek ergenler için bir benlik algısı ölçeği geliştirilmiştir. Ölçeğin taslak formunun oluşturulması amacıyla gerçekleştirilen kapsam geçerliliği çalışması sonucunda ölçekten 20 madde çıkarılmış ve 96 maddeden oluşan taslak bir form oluşturulmuştur. Bununla birlikte gerçekleştirilen kapsam geçerliliği çalışması sonuçları, ölçek taslak formunda ilgili alt boyutlarda yer alan maddelerin bir bütün olarak yeterli düzeyde kapsam geçerlilik indeksi değerlerine sahip olduğunu göstermiştir (Veneziano ve Hooper, 1997).

Kapsam geçerliliği çalışması sonucunda oluşturulan 96 maddeden oluşan ölçek taslak formu ileri faktör sayısına karar verme (Örn., Velicer MAP testi, paralel analiz) teknikleri kullanılarak açımlayıcı faktör analizine tabii tutulmuş ve ölçeğin yorumlanabilir beş boyutlu bir yapıya sahip olduğu bulunmuştur. Bu boyutlar sırasıyla genel benlik algısı, fiziksel benlik algısı, akademik benlik algısı, sosyal benlik algısı ve aile benlik algısı olup toplam varyansın yaklaşık olarak %55'ini açıklamaktadır. Alanyazında çok faktörlü ölçeklerin açıkladığı varyans oranının %50 ve üzerinde olması önerilmektedir (Beavers ve diğerleri, 2013). Bu bağlamda, ölçeğin açıkladığı varyans oranının yeterli düzeyde olduğu söylenebilir. Ayrıca ölçeğin madde faktör yük değerlerinin her bir alt boyutta yeterli düzeyde olduğu bulunmuştur (Field, 2018).

Açımlayıcı faktör analizi sonucu ulaşılan beş faktörlü yapının farklı bir örnekleme benzer olup olmadığını test etmek amacıyla lise öğrencilerinden oluşan yeni bir örnekleme hem doğrulayıcı faktör analizleri hem de ESEM analizleri gerçekleştirilmiştir. Bu analizlerin sonuçları ölçeğin faktör yapısını farklı bir örnekleme doğrulamıştır. Ölçeğin, beş faktörlü yapısının doğrulayıcı faktör analizinde iyi düzeyde uyum gösterdiği, ESEM

analizlerinde ise mükemmel düzeyde uyum gösterdiği bulunmuştur. Ayrıca ölçek maddelerinin faktör yük değerlerinin her iki analizde de yüksek olduğu bulunmuştur (Field, 2018). Bu çalışmada, Türk psikoloji alanının ilk defa doğrulayıcı tarzda ESEM (set-ESEM) analizleri gerçekleştirilmiştir. Gerçekleştirilen set-ESEM analizleri sonuçları elde edilen korelasyon değerlerinin DFA sonucu elde edilen değerlerden daha düşük olduğunu göstermiştir. DFA sonucu elde edilen korelasyon değerleri .27 ile .74 arasında değişirken, ESEM analizleri sonucunda ise, .17 ile .47 arasında değiştiği görülmüştür. Başka bir ifadeyle faktörler daha belirgin bir şekilde ayrılmış ve benlik algısı alt boyutlarının aykırı ölçekler geçerliliği artmıştır. Bu bulgular, set-ESEM analizlerinin EİBAÖ gibi benlik algısını çok boyutlu olarak ölçmeyi amaçlayan, maddelerin farklı boyutlarla ilişkili olabileceği ölçeklerde yapı geçerliliğinin test edilmesinde faydalı bir teknik olabileceğini göstermiştir.

EİBAÖ güvenilirliği madde analizleri, Cronbach alpha iç tutarlılık katsayısı ve test tekrar test güvenilirliği yöntemleri kullanılarak incelenmiştir. Gerçekleştirilen analizler sonucunda ölçeğin iki farklı örnekleme madde-toplam korelasyon değerlerinin genel benlik algısı alt boyutunda .51 ile .69, fiziksel benlik algısı alt boyutunda .43 ile .73, akademik benlik algısı alt boyutunda .41 ile .75, sosyal benlik algısında .39 ile .68, aile benlik algısında .51 ile .78 arasında değiştiği bulunmuştur. Ölçeğin tamamının madde-toplam korelasyon değerlerinin .32 ile .66 arasında değiştiği bulunmuştur. Ölçek alt boyutlarının Cronbach alpha iç tutarlılık katsayıları her iki örnekleme .72 ile .86 arasında değişirken, ölçeğin tamamının Cronbach alpha iç tutarlılık katsayısı her iki çalışmada .91 olarak hesaplanmıştır. Araştırmacılar madde toplam korelasyonunun .30 ve üzerinde olmasının maddenin yeterli düzeyde ayırt ediciliğe sahip olduğunu gösterdiğini belirtmektedir (Boateng, Neilands, Frongillo, Melgar-Quinonez ve Young, 2018; Field, 2018). Araştırmacılar ayrıca ölçeğin Cronbach alpha iç tutarlılık katsayısının .70 ve üzerinde olmasının araştırma ve tarama amacıyla kullanılacak ölçeklerde yeterli düzeyde bir iç tutarlılık katsayısı olduğunu belirtmektedir (Boateng ve diğerleri, 2018; DeVellis, 2012). Yockey'e göre (2011) göre Cronbach alpha iç tutarlılık katsayısı değerlerinin .59 ve altı değerler düşük, .60 ile .69 aralığındaki değerler sınırdadır, .70 ile .79 arasındaki değerler kabul edilebilir, .80 ile .89 arası değer-

ler iyi, .90 ve üstü değerler mükemmel düzeyde güvenilirliğe işaret etmektedir. Bu bağlamda, ölçek alt boyutlarının ve tamamının yeterli düzeyde madde toplam korelasyon değerlerine sahip olduğu söylenebilir. Ayrıca, ölçeğin Cronbach alpha iç tutarlılık katsayıları her iki çalışmada ölçek alt boyutları bağlamında değerlendirildiğinde kabul edilebilir ve iyi düzeydeyken ölçeğin tamamı için her iki çalışma da mükemmel bir güvenilirlik katsayısına işaret etmektedir (Yockey, 2011).

Ölçeğin test-tekrar test güvenilirliğine ilişkin bulgular ölçek alt boyutları güvenilirliğinin iki aylık bir zaman aralığında .66 ile .74, altı aylık bir zaman aralığında .43 ile .63, dokuz aylık bir zaman aralığında .47 ile .69 arasında değişen durağanlık katsayılarına sahip olduğu görülmüştür. Ölçeğin tamamının iki aylık test-tekrar test güvenilirliği .82 iken, altı aylık test-tekrar test güvenilirliğinin .64, dokuz aylık test-tekrar test güvenilirliğinin .59, olduğu bulunmuştur. Test tekrar test güvenilirliğinde kabul edilebilir ya da iyi güvenilirlik katsayısının ne olduğunu konusunda alan yazınında bir görüş birliği bulunmamaktadır (Anastasi ve Urbina, 1997; Crocker ve Algina, 2008; Gregory, 2015; Kline, 2007). Bunun önemli bir nedeni test-tekrar test güvenilirliğinin uygulanan zaman aralığına bağlı bir değer olmasıdır. Kısa süreli zaman aralıklarında gerçekleştirilen uygulamalarda (Örn. İki hafta, bir hafta gibi) korelasyon değerlerinin yüksek olması beklenirken daha uzun sürelerde korelasyon değerlerinin düşmesi beklenmektedir. Ancak test tekrar test güvenilirliği için korelasyon değerleri ne kadar yüksekse o kadar iyi olduğu söylenebilir. Benlik algısı ölçeğinin iki aylık test tekrar test güvenilirliği değerleri kabul edilebilir düzeyde olmasına rağmen (.60 ve üzeri; Anastasi ve Urbina, 1997), altı aylık ve dokuz aylık test tekrar güvenilirliğinin bazı alt boyutlarının önerilen bu değerlerin altında olduğu görülmüştür. Test tekrar test güvenilirliğinin aynı koşullarda ve farklı zamanlarda uygulanan aynı ölçme aracının benzer sonuçlar verme derecesini ölçtüğü dikkate alındığında, ergenlik döneminde yaşanan hızlı bilişsel, fiziksel ve duygusal değişimler zaman içerisinde öğrencilerin benlik algısı değerlendirilmelerini etkileyebilir.

Bu araştırmanın bazı sınırlılıkları bulunmaktadır. İlk olarak, bu araştırma Orta Karadeniz Bölgesinde yer alan bir ilde gerçekleştirilmiştir. Bu ilde yaşayan ergenlerin benlik algısı değerlendirmeleri Türkiye'nin farklı bölgelerinde yaşayan ergenlerden farklılık gösterebilir. Bu nedenle, ilerle-

yen alıřmalarda leđin faktr yapısı Trkiye'nin farklı blgelerinde yařayan ergenlerle incelenebilir. Ayrıca leđin geerlilik ve gvenilirliđi ortaokul đrencilerinden oluřan bir rneklemde de incelenebilir. Ancak ortaokul đrencileriyle geerleřtirilecek geerlilik ve gvenilirlik alıřmasında leđin yirmi nc maddesindeki (İřtediđim yksekđretim programını kazanacak kadar yetenek sahibiyim.) "yksekđretim programını" kelimeleri "liseyi" olarak deđiřtirilmelidir. İkinisi bu arařtırmada ergenler iin benlik algısı leđinin lise đrencileri zerinde sadece kapsam ve yapı geerliliđi alıřmaları geerleřtirildiđinden ilerleyen alıřmalarda leđin eřdeđer ve aykırı lekler ve yordama geerliliđi incelenebilir.

Geerleřtirilen geerlilik ve gvenirlilik alıřmalarının sonuları bir btn olarak deđerlendirildiđinde; arařtırma bulguları EİBA'nin lise đrencisi ergenlerde kullanılabilecek geerli ve gvenilir bir lme aracı olduđunu gstermektedir. Arařtırmacılar, đrencilerin ok boyutlu benlik algılarını deđerlendirmek istediklerinde alt boyutları bađlamında ya da bir btn olarak benlik algılarını deđerlendirmek istediklerinde toplam puan bađlamında bu leđi kullanılabirler. lek toplam puan alınarak kullanıldıđında Coopersmith benlik saygısı leđinde olduđu gibi kiřinin benlik algısını ok boyutlu bir btn olarak deđerlendirmeye yneliktir. Alanyazınında benlik algısı kavramının benlik kavramı ile eř anlamlı olarak kullanıldıđı dikkate alındıđında (Rosenberg, Schooler, Schoenbach ve Rosenberg, 1995) lek đrencilerin ok boyutlu benlik kavramlarının llmesinde de kullanılabir. Bununla birlikte leđin genel benlik algısı alt leđinin kullanılmasıyla bireylerin kendilerine ynelik olumlu ya da olumsuz tutumları bařka bir ifadeyle benlik saygıları deđerlendirilebilir.

**EXTENDED ABSTRACT**

**Development of Self-Perception Scale for  
Adolecents**

\*

Ertuğrul Şahin- Kurtman Ersanlı  
*Amasya University-Private Hürriyet Yıldız Schools*

**Introduction**

Researchers noted that measuring self-concept on a multidimensional structure, rather than assessing them as a whole, can help to determine the strengths and weaknesses of individuals in a better way (Marsh, Craven, & Martin, 2006). Therefore, many scales have been developed to measure the self-perception of individuals in a multidimensional structure in the literature. However, it is seen that different self-perception scales, which are frequently used and adapted in our country, do not consistently support the original factor structure of the scales and different factor structures emerge in Turkish samples (Şekercioğlu & Güzeller, 2011; Yandı & Köse, 2013; Yıldız & Fer, 2008). At the same time, there is limited data on the validity and reliability of some measurement tools that are frequently used in Turkish culture. For this reason, the development of a valid and reliable measurement tool using a theoretical framework, specific to Turkish culture, may be beneficial in studies to be conducted on the self-perception of adolescents. The aim of this study was to develop a self-perception scale for adolescents by following the multidimensional self-concept model proposed by Shavelson, Hubner, and Stanton (1976) and the scale development stages suggested by DeVellis (2012).

**Method**

The content validity study of the scale was conducted with 25 experts. The age ranges of the experts vary between 24 and 62 and their average age was 32.76. The construct validity study of the scale was carried out in two different samples. Exploratory factor analyzes were carried out on a sample of 405 students, while confirmatory factor analysis and ESEM

analysis were carried out on a sample of 218 students. In order to examine the test-retest reliability of the scale, three different high school student samples were used. Content validity of scale examined using Lawshe (1975) technique. The construct validity of scale was examined using exploratory factory analysis, confirmatory factor analysis and exploratory structural equation modeling.

## **Results**

### **Results of Content Validity**

According to Lawshe (1975), the minimum content validity ratio was .37 for 25 experts (Veneziano ve Hooper, 1997). Seven items in the general self-perception scale with content validity values below this value, eight items in the academic self-perception scale, two items in the physical self-perception scale, two items in the social self-perception scale, and one item in the family self-perception scale were removed from the draft scale. When the developed measurement tool has more than one subscale, content validity indices are calculated for each subscale (Lawshe, 1975; Veneziano & Hooper, 1997). The content validity index was found to be .64 for the general self-perception subscale, .74 for the academic self-perception subscale, .74 for the physical self-perception subscale, .74 for the social self-perception subscale, and .73 for self-perception subscale. After removing 20 items by using Lawshe technique, it was observed that 147 items remained in the item pool. Since there were many items in the draft form, it was decided to exclude the items with sufficient content validity, but recommended to be revised by the experts, and as a result of this process, the Self-Perception Scale for Adolescents Draft Form (SPSADF) consisting of 96 items was created.

### **Results of Exploratory Factor Analysis**

As a result of the exploratory factor analysis, the draft scale was found to have an interpretable five-dimensional structure. These dimensions were general self-perception subscale, physical self-perception subscale, academic self-perception subscale, social self-perception subscale and family

self-perception subscale, and explained approximately 55% of the total variance. Item factor loadings ranged from .30 to .66 in general self-perception subscale, .37 to .58 in physical self-perception subscale, .31 and .76 in academic self-perception subscale, .33 to .67 in social self-perception subscale and finally, .43 to .66 in family self-perception subscale.

### **Results of Confirmatory Factor Analysis and ESEM Analysis**

As a result of the confirmatory factor analysis performed, it was seen that the model data fit of the five-factor model was at an acceptable level ( $\chi^2(265)$ : 521.050,  $p < .0001$ ,  $\chi^2/df$ : 1.966, CFI: .949, TLI: .942, RMSEA: .067,  $p < .001$ , RMSEA %90 Confidence Interval Lower Limit: .058, RMSEA 90% Confidence Interval Upper Limit: .075, WRMR: 1.040). Result of the confirmatory factor analysis suggested that item factor loadings of the general self-perception subscale ranged from .71 to .79, .63 to .82 in physical self-perception subscale, .72 to .85 in academic self-perception subscale, .56 to .81 in social self-perception subscale, .65 to .96 in family self-perception subscale. As a result of the ESEM analysis, it was also found that the model data fit was perfect ( $\chi^2(185)$ : 271.776,  $p < .0001$ ,  $\chi^2/df$ : 1.469, CFI: .983, TLI: .972, RMSEA: .046,  $p > .05$ , RMSEA 90% Confidence Interval Lower Limit: .034, RMSEA 90% Confidence Interval Upper Limit: .058, WRMR: .502). Result of the ESEM analysis also suggested that item factor loadings of the ranged from .31 to .64 in general self-perception subscale, .57 to .86 in physical self-perception subscale, .40 to .88 in academic self-perception subscale, .46 to .92 in social self-perception subscale and .60 to .93 in family self-perception subscale.

### **Results of Reliability Analyses**

The reliability of Self-Perception Scale for Adolescents was examined using item analysis, Cronbach alpha internal consistency coefficient and test-retest reliability method. Result of the reliability analyses suggested that the item-total correlation values of the scale in two different samples were found to be between .51 to .69 in the general self-perception subscale, .43 to .73 in physical self-perception subscale, .41 to .75 in the academic self-perception subscale, .39 to .68 in social self-perception subscale, and



.51 to .78 in family self-perception subscale. The item-total correlation values of the total scale also ranged from .32 to .66. While the Cronbach alpha internal consistency coefficients of the subscales varied between .72 and .86 in both samples, the Cronbach alpha internal consistency coefficient of the whole scale was calculated as .91.

Findings regarding the test-retest reliability of the scale also showed that the temporal reliability of the subscales ranged from .66 to .74 in a two-month time interval, .43 to .63 in a six-month interval, and .47 to .69 in a nine-month interval. While the two-month test-retest reliability of the whole scale was .82, it was found that the six-month test-retest reliability was .64, and the nine-month test-retest reliability was .59.

## Discussion

Self-Perception Scale for Adolescents (SPSA) was developed using multidimensional self-concept model proposed by Shavelson et al. (1976) and the scale development stages suggested by DeVellis (2012) in this study. Results of validity and reliability studies demonstrated that SPSA is a valid and reliable measurement tool that can be used in high school adolescents. This scale can be used when researchers want to evaluate students' self-perception on multidimensional basis or their self-perception as a whole. When the scale is used by using total scores, it is intended to evaluate the overall self-esteem of the adolescent, as in the Coopersmith Self-Esteem Scale. Considering that the concept of self-perception interchangeably used in literature with the self-concept in the literature (Rosenberg, Schooler, Schoenbach, & Rosenberg, 1995), the scale can also be used to measure students' multidimensional self-concepts. However, by using the general self-perception subscale of the scale, positive or negative attitudes towards themselves, in other words, self-esteem can be assessed.

## Kaynakça / References

- Anastasi, A. ve Urbina, S. (1997). *Psychological testing*. New Jersey: Prentice Hall.
- Angold, A., Messer, S. C., Stangl, D., Farmer, E. M. Z., Costello, E. J. ve Burns, B. J. (1998). Perceived parental burden and service use for child and

- adolescent psychiatric disorders. *American Journal of Public Health*, 88(1), 75-80. doi:10.2105/AJPH.88.1.75.
- Asparouhov, T. ve Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16(3), 397-438. doi:10.1080/10705510903008204.
- Baglin, J. (2014). Improving your exploratory factor analysis for ordinal data: A demonstration using FACTOR. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 19(1), Article 5. doi:10.7275/dsep-4220.
- Beauducel, A. ve Herzberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(2), 186-203. doi:10.1207/s15328007sem1302\_2.
- Beavers, A. S., Lounsbury, J. W., Richards, J. K., Huck, S. W., Skolits, G. J. ve Esquivel, S. L. (2013). Practical considerations for using exploratory factor analysis in educational research. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 18(1), Article 6.
- Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quinonez, H. R. ve Young, S. L. (2018). Best Practices for Developing and Validating Scales for Health, Social, and Behavioral Research: A Primer. *Frontiers in Public Health*, 6, Article 149. doi:10.3389/fpubh.2018.00149.
- Booth, T. ve Hughes, D. J. (2014). Exploratory structural equation modeling of personality data. *Assessment*, 21(3), 260-271. doi:10.1177/1073191114528029.
- Bor, W., Dean, A. J., Najman, J. ve Hayatbakhsh, R. (2014). Are child and adolescent mental health problems increasing in the 21st century? A systematic review. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 48(7), 606-616. doi:10.1177/0004867414533834.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245-276. doi:10.1207/s15327906mbr0102\_10
- Cohen, L., Manion, L. ve Morrison, K. (2018). *Research methods in education* (8. bs.). New York: Routledge.
- Costello, A. B. ve Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical assessment, research, and evaluation*, 10(1), Article 7. doi:10.7275/jyj1-4868.
- Crocker, L. M. ve Algina, J. (2008). *Introduction to classical and modern test theory*. Mason, Ohio: Cengage Learning.

- Dattalo, P. (2013). *Analysis of multiple dependent variables*. New York: Oxford University Press.
- Denissen, J. J. A., Zarrett, N. R. ve Eccles, J. S. (2007). I like to do it, I'm able, and I know I am: Longitudinal couplings between domain-specific achievement, self-concept, and interest. *Child Development, 78*(2), 430-447. doi:10.1111/j.1467-8624.2007.01007.x.
- DeVellis, R. F. (2012). *Scale development: Theory and applications* (4. bs.). Los Angeles: SAGE.
- Donnellan, M. B., Trzesniewski, K. H., Robins, R. W., Moffitt, T. E. ve Caspi, A. (2005). Low self-esteem is related to aggression, antisocial behavior, and delinquency. *Psychological Science, 16*(4), 328-335. doi:10.1111/j.0956-7976.2005.01535.x.
- Ersanlı, K. (2012). *Benliğin gelişimi ve görevleri* (3. bs.). Ankara: DH Basım Yayın.
- Field, A. P. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (5. bs.). London: SAGE.
- Finney, S. J. ve DiStefano, C. (2013). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. G. R. Hancock ve O. Mueller (Ed.), *Structural equation modeling: A second course* içinde (2. bs., s.439-492). Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Fuentes, M. C., García, F., Gracia, E. ve Alarcón, A. (2015). Parental socialization styles and psychological adjustment. A study in Spanish adolescents. *Revista de Psicodidáctica, 20*(1), 117-138. doi:10.1387/RevPsicodidact.10876.
- Glied, S. ve Pine, D. S. (2002). Consequences and correlates of adolescent depression. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine, 156*(10), 1009-1014. doi:10.1001/archpedi.156.10.1009.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis*. New York: Psychology Press.
- Graham, J. W. (2009). Missing data analysis: Making it work in the real world. *Annual Review of Psychology, 60*, 549-576. doi:10.1146/annurev.psych.58.110405.085530.
- Gregory, R. J. (2015). *Psychological testing: History, principles, and applications*. Boston: Pearson.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*(2), 179-185. doi:10.1007/BF02289447.

- Huang, C. (2011). Self-concept and academic achievement: A meta-analysis of longitudinal relations. *Journal of School Psychology, 49*(5), 505-528. doi:10.1016/j.jsp.2011.07.001.
- Izquierdo, I., Olea, J. ve Abad, F. J. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema, 26*(3), 395-400. doi:10.7334/psicothema2013.349.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika, 39*(1), 31-36. doi:10.1007/BF02291575.
- Keith, T. Z. (2019). *Multiple regression and beyond: An introduction to multiple regression and structural equation modeling* (3. bs.). New York: Routledge.
- Kieling, C., Baker-Henningham, H., Belfer, M., Conti, G., Ertem, I., Omigbodun, O., ... Rahman, A. (2011). Child and adolescent mental health worldwide: Evidence for action. *The Lancet, 378*(9801), 1515-1525. doi:10.1016/S0140-6736(11)60827-1.
- Kline, P. (2007). *The handbook of psychological testing*. London: Routledge.
- Korkut Owen, F. (2015). *Okul temelli önleyici rehberlik ve psikolojik danışma: Psikolojik danışman eğitimcileri, uygulamacıları ve öğrencileri için* (4. bs.). Ankara: Anı Yayıncılık.
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology, 28*(4), 563-575. doi:10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x.
- Lorenzo-Seva, U. ve Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods, 38*(1), 88-91. doi:10.3758/BF03192753.
- Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. E. ve Kiers, H. A. L. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research, 46*(2), 340-364. doi:10.1080/00273171.2011.564527.
- Marsh, H. W., Craven, R. G. ve Martin, A. J. (2006). What is the nature of self-esteem? Unidimensional and multidimensional perspectives. M. H. Kernis (Ed.), *Self-esteem issues and answers: A sourcebook of current perspectives* içinde (s.16-24). New York: Psychology Press.
- Marsh, H. W., Liem, G. A. D., Martin, A. J., Morin, A. J. S. ve Nagengast, B. (2011). Methodological measurement fruitfulness of exploratory structural equation modeling (ESEM): New approaches to key substantive issues in motivation and engagement. *Journal of Psychoeducational Assessment, 29*(4), 322-346. doi:10.1177/0734282911406657.

- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D. ve Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology, 10*, 85-110. doi:10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700.
- Merikangas, K. R., He, J., Burstein, M., Swanson, S. A., Avenevoli, S., Cui, L., ... Swendsen, J. (2010). Lifetime prevalence of mental disorders in U.S. adolescents: Results from the National Comorbidity Survey Replication-Adolescent Supplement (NCS-A). *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry, 49*(10), 980-989. doi:10.1016/j.jaac.2010.05.017.
- Muthén, L. K. ve Muthén, B. O. (1998/2012). *Mplus user's guide* (Seventh edition.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Pietsch, J., Walker, R. ve Chapman, E. (2003). The relationship among self-concept, self-efficacy, and performance in mathematics during secondary school. *Journal of Educational Psychology, 95*(3), 589-603. doi:10.1037/0022-0663.95.3.589.
- Provalis Research. (2011). *QDA Miner*. Montreal: Provalis Research.
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É. ve Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods, 17*(3), 354-373. doi:10.1037/a0029315.
- Robins, R. W., Hendin, H. M. ve Trzesniewski, K. H. (2001). Measuring global self-esteem: Construct validation of a single-item measure and the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Personality and Social Psychology Bulletin, 27*(2), 151-161. doi:10.1177/0146167201272002.
- Rosenberg, M., Schooler, C., Schoenbach, C. ve Rosenberg, F. (1995). Global self-esteem and specific self-esteem: Different concepts, different outcomes. *American Sociological Review, 60*(1), 141-156.
- Sánchez-Carracedo, D., Barrada, J. R., López-Guimerà, G., Fauquet, J., Almenara, C. A. ve Trepát, E. (2012). Analysis of the factor structure of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire (SATAQ-3) in Spanish secondary-school students through exploratory structural equation modeling. *Body Image, 9*(1), 163-171. doi:10.1016/j.bodyim.2011.10.002.

- Schlomer, G. L., Bauman, S. ve Card, N. A. (2010). Best practices for missing data management in counseling psychology. *Journal of Counseling Psychology*, 57(1), 1-10. doi:10.1037/a0018082.
- Schreiber, J. B., Stage, F. K., King, J., Nora, A. ve Barlow, E. A. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-337. doi:10.3200/JOER.99.6.323-338.
- Shavelson, R. J., Hubner, J. J. ve Stanton, G. C. (1976). Self-Concept: Validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46(3), 407-441. doi:10.3102/00346543046003407.
- Şekercioğlu, G. ve Güzeller, O. C. (2011). Ergenler İçin Benlik Algısı Profili'nin faktör yapısının yeniden değerlendirilmesi. *Bilig/Türk Dünyası Sosyal Bilimler Dergisi*, 60, 215-236.
- Tabachnick, B. G. ve Fidell, L. S. (2012). *Using multivariate statistics* (6. bs.). Boston: Pearson.
- Tomás, I., Marsh, H. W., González-Romá, V., Valls, V. ve Nagengast, B. (2014). Testing measurement invariance across Spanish and English versions of the Physical Self-Description Questionnaire: An application of exploratory structural equation modeling. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 36(2), 179-188. doi:10.1123/jsep.2013-0070.
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41(3), 321-327. doi:10.1007/BF02293557.
- Veneziano, L. ve Hooper, J. (1997). A method for quantifying content validity of health-related questionnaires. *American Journal of Health Behavior*, 21(1), 67-70.
- Wang, J. ve Wang, X. (2020). *Structural equation modeling: Applications using Mplus* (2. bs.). New Jersey: Wiley.
- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D. F. ve Summers, G. F. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. *Sociological methodology*, 8, 84-136.
- Yandı, A. ve Köse, İ. A. (2013). Akademik ve Genel Benlik Algısı Envanteri'nin psikometrik özelliklerinin incelenmesi. *Abant İzzet Baysal Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 13(2), 289-309.
- Yıldız, G. ve Fer, S. (2008). Öz Kavram Envanteri-I'in geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Yüzüncü Yıl Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 5(2), 209-232.

- Yockey, R. D. (2011). *SPSS demystified: A step-by-step guide to successful data analysis*. Boston: Prentice Hall.
- Yu, C.-Y. (2002). *Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes*. (Doctor of philosophy). University of California, Los Angeles.
- Zeigler-Hill, V. (2011). The connections between self-esteem and psychopathology. *Journal of Contemporary Psychotherapy*, 41(3), 157-164. doi:10.1007/s10879-010-9167-8.
- Zeigler-Hill, V. (2013). The importance of self-esteem. V. Zeigler-Hill (Ed.), *Self-Esteem* içinde (s.1-20). London: Psychology Press.

#### **Kaynaka Bilgisi / Citation Information**

řahin, E. ve Ersanlı, K. (2021). Ergenler İin Benlik Algısı leđinin geliřtirilmesi. *OPUS–Uluslararası Toplum Arařtırmaları Dergisi*, 18(43), 6241-6279. DOI: 10.26466/opus. 930223.