

Duygusal Zekâ Ölçeğinin Kısa Formunun Normal ve Üstün Yetenekli Çocuklarda Psikometrik Özellikleri

Hakan SARIÇAM^{1*} 

Yeşim FAZLIOĞLU² 

¹Sivas Cumhuriyet Üniversitesi,
Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık
Anabilim Dalı, Sivas, Türkiye.
hakansaricam@gmail.com

²Trakya Üniversitesi, Eğitim
Fakültesi, Edirne, Türkiye.
yfazlioglu@trakya.edu.tr

*Sorumlu Yazar

Geliş tarihi: 04.11.2024
Kabul tarihi: 24.11.2024
Yayın tarihi: 31.01.2026

Özet: Bu çalışmanın amacı Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği'nin kısa versiyonu oluşturmak ve psikometrik değerlerini normal ve üstün yetenekli çocuklar üzerinde incelemektir. Araştırmanın katılımcılarını Türkiye'de farklı illerde normal gelişim gösteren (normal zekâyâ sahip) 411 çocuk ve ergen ile BİLSEM'lere devam eden 130 ve üzeri IQ puanı almış akademik olarak üstün yetenekli tanımlı 386 çocuk ve ergenler oluşturmaktadır. Veri toplama aracı olarak Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği, Olumlu ve Olumsuz Mükemmeliyetçilik Ölçeği ve Yaşam Doyumu Ölçeği kullanılmıştır. Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği-Kısa Formu'nun normal çocuklarda uyum iyiliği değerlerinin $\chi^2=103.14$ sd=48, CMIN/sd= 2.15, SRMR=.055, RMSEA=.053, AGFI=.94, CFI=.96, GFI=.96, IFI=.96, TLI=.94, olduğu gözlenmiştir. Aynı formun üstün yetenekli öğrencilerdeki uyum iyiliği değerleri $\chi^2=136.934$, sd=93, CMIN/sd= 2.85, SRMR=.050, RMSEA=.069, AGFI=.91 CFI=.95, GFI=.94, IFI=.95, TLI=.93 olarak tespit edilmiştir. Ölçeğin iç tutarlılık Cronbach alfa ve McDonald Omega güvenirlik değerleri ölçeğin bütünü için $\alpha=.84$, $\omega=.84$ olarak hesaplanmıştır. Ortaya çıkan psikometrik değerler alanyazındaki ölçütler ile tartışılmıştır. Bu değerlere dayanılarak RDZÖ-KF hem normal hem de üstün yetenekli çocuk ve ergen popülasyonunda duygusal zekâyı değerlendirmek için kullanılabilir.

Anahtar Kelime: Duygusal zekâ, üstün yetenekli, ölçek

GİRİŞ

Duygusal zekânın (EI) ilk işaretleri, E. L. Thorndike tarafından insanları anlama, yönetme ve insan ilişkilerinde akıllıca hareket etme yeteneğine atıfta bulunmak için ortaya atılan “sosyal zekâ” kavramına kadar uzanabilmektedir (Sarıçam, 2024). Daha sonraki araştırmalar, iki kavramın aslında aynı yapının birbiriyle ilişkili bileşenlerini temsil ettiğine dair kanıtlar sağlamıştır (Bar-On, Tranel, Denburg, & Bechara, 2003; Salovey & Mayer, 1990). Bar-On, (2006), bu geniş yapıyı daha doğru bir şekilde “duygusal-sosyal zekâ” olarak adlandırmıştır. Yakınsal kökleri, Gardner’ın (1983) çoklu zekâ üzerine çalışmasında ve daha özel olarak, kişisel ve kişilerarası zekâ kavramlarında yatmaktadır. Gardner’a (2006) göre, “kişilerarası zekâ, bir kişinin diğer insanların niyetlerini, motivasyonlarını ve arzularını anlama ve sonuç olarak başkalarıyla etkili bir şekilde çalışma kapasitesini gösterir”. Kişinin kendi arzuları, korkuları ve kapasiteleri de dâhil olmak üzere etkili çalışma modeli ve bu bilgileri kendi yaşamını düzenlemede etkin bir şekilde kullanması EI kapsamında incelenmektedir. Benzer şekilde Salovey ve Mayer (1990), duygusal zekânın benlik ve başkalarının farkındalığını içerdiği söylemiştir.

Duygusal zekâ, bir kişinin kendisini ve başkalarını yönetmesini sağlayan bir dizi yetenek olarak tanımlanmaktadır (Goleman, 1995). Mayer, Roberts ve Barsade (2008: 511) duygusal zekâ için “duygular hakkında doğru muhakeme yürütme yeteneği ve düşüncüyü geliştirmek için duyguları ve duygusal bilgiyi kullanma yeteneği ile ilgilidir” ifadesini kullanmıştır. Bir kişinin duygusal zekânın doğasında bulunan yetenekleri veya yeterlilikleri gösterme veya kullanma sıklığının, kendisiyle, hayatıyla, işiyle ve başkalarıyla nasıl başa çıkacağını belirlediğini söylemek daha doğrudur (Boyatzis, Goleman, & Rhee, 2000). Duygusal zekâ günümüzde kişiler, uygulayıcılar ve araştırmacılar arasında odak noktasında olan bir kavramdır. Bazı uzmanlar, duygusal ve sosyal yeterliliğin, entelektüel yetenek ve kişiliğin geleneksel boyutundan daha önemli olduğuna inanmaktadır (Goleman, 2000).

Duygusal zekâ bilişsel esnekliği pekiştirerek akademik performansı arttırdığı gibi bireylerin değişen koşullara ve yeni bilgilere daha hızlı uyum sağlamasını kolaylaştırır (Gündüz, 2013). Hoffmann ve McFarland (2023) duygusal zekâ ile yaratıcılığın birbiriyle ilişkili olduğunu duygusal zekânın problem çözme becerilerini

Cite as (APA 7): Sarıçam, H., & Fazlıoğlu, Y. (2026). Duygusal Zekâ Ölçeğinin kısa formunun normal ve üstün yetenekli çocuklarda psikometrik özellikleri. *Trakya Eğitim Dergisi*, 16(1), 262–281. <https://doi.org/10.24315/tred.1579034>

arttırdığını ifade etmiştir. Görüldüğü üzere çocukların duygusal zekâsı, zekâ seviyesi (IQ) kadar yaşamından değerli bir yere sahiptir. Nitekim Koçak ve İçmenoğlu (2012), yaşam doyumu, yaratıcılık ve yaşamın birçok alanında başarılı olmak için yalnızca yüksek IQ seviyesinin yeterli olmadığını, duygusal zekânın da gerekli olduğunu vurgulamıştır. Fakat eğitim ortamlarının ve çevresel düzenlemelerin çocuk ve ergenlerin IQ ve EI düzeylerini destekleyecek şekilde yapılmaması durumunda IQ ve EI puanlarının yüksek olmasının bir anlam ifade etmeyecektir (Furnham, 2016).

Öğrencinin genel zekâsı kadar duygusal zekâ katsayısının önemli olduğunu vurgulamaktadır (Sarıçam (2024). Nitekim PISA 2022 sonuçlarına göre öğrencinin akademik performansı kadar ruhsal durumu, duygusal tatmini ve iyilik hali de önemlidir. Fakat raporda vurgulananın aksine aile ve eğitim sistemimizde öğrencinin mutluluğu ve mental sağlığı akademik başarısı kadar önemsenmemesinin yanı sıra akademik başarıyla mutluluğun sağlanacağı yanlışlığı hâkimdir. Fakat bu yanlışlığın aksine birey kendini ne kadar iyi tanırsa, potansiyelinin, kapasitesinin, duygularının farkındalığı ve kişisel bilinci yüksek olur. Kendini kabul, kendine güven, dengeli insani ilişkiler, olumlu ben mesajları ve duygusal öz-bilinç gibi beceriler, bireyin duygusal sağlığını ve akademik başarısını artırabilir. Bu becerilerin geliştirilmesi, bireyin potansiyelini en üst düzeye çıkararak daha yüksek akademik başarı elde etmesine yardımcı olabilir. Bu nedenle, duygusal becerileri kazandırma ekseninde duygusal zekânın geliştirilmesi, hem çocuk ve ergenlerde hem de beliren yetişkinlerde akademik başarıyı destekleyen önemli bir unsurdur (Arias, Soto-Carballo, & Pino-Juste, 2022; Sarıçam, 2024). Dolayısıyla duygusal zekânın ölçümü önem arz etmektedir.

Nitekim alanyazında duygusal zekâ düzeyini değerlendiren birçok çalışma (Furnham, 2016; Kaya, Kanık, & Alkın, 2016; Koçak & İçmenoğlu, 2012; Köksal & Gazioğlu, 2007; Sarıçam, Adam Karduz, Özbey, & Çelik, 2017; Sert & Traş, 2019; Şahin & Lee, 2016; Tunca, 2022) bulunmaktadır. Goleman (1998) duygusal zekâyı empati, etkili iletişim ve sosyal beceriler, öz-farkındalık, öz-düzenleme ve motivasyon olmak üzere 5 farklı yetenekle açıklamıştır. Bar-On'un (1997) duygusal zekâ ölçeği ise 5 alt ölçek, 15 boyut 133 madde içermektedir. Cooper ve Sawaf'ın (1997) 21 alt ölçekten oluşan duygusal zekâ haritası, 360 derecelik bir araç olarak kabul edilmektedir. Schutte vd. (1998) tarafından genel duygusal zekâyı değerlendirmeye yönelik geliştirilen Duygusal Zekâ Ölçeği (SDZÖ) 33 maddeden oluşan 3 boyutlu bir ölçme aracıdır. Sonraki yıllarda bu ölçeklerin hemen hepsinin kısa versiyonları oluşturulmuş hatta birçoğu Türk kültürüne uyarlandığına rastlanılmıştır. Türkçeye uyarlanan ölçeklerden bir tanesi de 28 maddelik Rotterdam Duygusal Zekâ ölçeğidir (Sarıçam ve Çelik, 2018). Pekaar, Bakker, van der Linden ve Born (2018) tarafından yetişkinler için geliştirilmiş bu ölçeğin diğer ölçeklerden farkı duygusal zekâyı bireyin kendi ve başkalarının duygularını değerlendirmesi, kontrol etmesi ve düzenleme becerisi olarak ele almış olmasıdır. Duygusal zekânın üstün yeteneklilerde çalışıldığı araştırmalar mevcuttur (Akdeniz & Alpan, 2022; Kaya, Kanık, & Alkın, 2016; Sarıçam vd., 2017; Şahin, Özer, & Deniz, 2016). Duygusal zekânın genel akademik zekâyla paralel bir gelişim ve sürece sahip olduğu savunulsa (Gardner, 2006; Şahin & Lee, 2016) da duygusal zekâ ölçeği gibi bir ölçme aracının üstün yetenekli çocuklarda psikometrik özelliklerinin incelendiği yani standardizasyonunun yapıldığı bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Bu çalışmanın amacı ölçeğin kısa versiyonu oluşturmak ve psikometrik değerlerini normal ve üstün yetenekli çocuklar üzerinde incelemektir.

YÖNTEM

Araştırmanın Modeli

Araştırma nicel araştırma yöntemlerinden tarama çalışması olarak planlanmıştır.

Çalışma Grubu/ Evren- Örneklem

Araştırmanın katılımcılarını Türkiye'de farklı illerde normal gelişim gösteren (normal zekâyı sahip) 411 çocuk ve ergen ile BİLSEM'lere devam eden 130 ve üzeri IQ puanı almış akademik olarak üstün yetenekli 386 çocuk ve ergenler oluşturmaktadır. Çalışmanın ilk aşamasında ölçeklerin Türk kültürüne uyarlanması ve kısa formların oluşturulması için 411 ortaokul ve lise öğrencisine uygulama yapılmıştır. Çalışmanın ikinci aşamasında Türkiye'nin farklı illerinden tabakalı örnekleme (stratified sampling) ile seçilmiş 386 üstün yetenekli ortaokul ve lise öğrencisi çalışma grubunda yer almıştır. Normal gelişim gösteren öğrencilerinin

yaşları 9 ile 19 arasında değişmekte olup yaş ortalamaları 14.87'dir ($Ss=2.28$). Üstün yetenekli/zekâlı öğrencilerin yaşları 9 ile 18 arasında değişmekte olup yaş ortalamaları 11.89'dur ($Ss=2.17$).

Veri Toplama Aracı

Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği (RDZÖ): Bireylerin kendileri ve diğerleri odaklı duygusal zekâ düzeylerini değerlendirmek için Pekaar vd. (2018) tarafından geliştirilen RDZÖ 28 madde ve 4 alt boyuttan (1. Kendi-odaklı duygu değerlendirme, 2. Diğerleri-odaklı duygu değerlendirme, 3. Kendi-odaklı duygu düzenleme, 4. Diğerleri-odaklı duygu düzenleme) oluşmaktadır. Ölçek 5'li Likert tipi (1=Tamamıyla katılmıyorum, 2=Katılmıyorum, 3=Kararsızım, 4=Katılıyorum, 5=Tamamıyla katılıyorum) puanlamaya sahip olup, alt boyutlara göre puanlandığı gibi toplam bir duygusal zekâ puanı da vermektedir. Ölçeğin Türkçe'ye uyarlaması Sarıçam ve Çelik (2018) tarafından Türk yetişkinler üzerinde gerçekleştirilmiştir. Ölçeğin Türkçe formu yapı geçerliği için yapılan AFA sonucu, ölçeğin orijinalindeki yapı ile ilişkili olarak 4 faktörlü yapı toplam varyansın %52.77'sini açıklamıştır. AFA faktör yükleri .33 ile .79 sıralanmaktadır. Uyum geçerliği çalışmasında, RDZÖ'nün tümü ve alt faktörleri ile Psikolojik Sağlamlığı Değerlendirme Ölçeği-Kısa Formu arasında sırasıyla ($r=.65, .55, .48, .51, .45$) pozitif ilişkiler vardır. Ölçeğin güvenirlik çalışmasında ölçeğin bütünü için Cronbach alfa değerinin $\alpha=.91$ ve alt faktörler için sırasıyla $\alpha=.87, .79, .83, .85$ saptanmıştır. Ölçeğin madde analizlerinde ortaya çıkan bir diğer değer ise .42 ile .74 arasında düzeltilmiş madde toplam korelasyon değerleridir.

Olumlu ve Olumsuz Mükemmeliyetçilik Ölçeği (OOMÖ): Kırdök (2004) tarafından çocuk ve ergenlerin olumlu ve olumsuz mükemmeliyetçilik düzeylerini değerlendirmek için geliştirilen OOMÖ, 17 maddeden oluşan ve 4'lü puanlamaya doldurulan kendini değerlendirmeye yönelik bir ölçeğe sahiptir. Olumlu mükemmeliyetçilik alt ölçeği 10 madde olup 10 ile 40 arasında bir puan alınmaktadır. Olumsuz mükemmeliyetçilik alt ölçeği ise 7 madde olup 7 ile 28 arasında bir puan alınabilmektedir. İki alt ölçek arasında negatif yönlü ($r=-.19, p<.01$) düşük bir ilişki vardır. Ölçeğin Cronbach alfa iç tutarlılık katsayısı Olumlu Mükemmeliyetçilik alt ölçeği için $\alpha=.81$ ve Olumsuz Mükemmeliyetçilik alt ölçeği için .78 bulunmuştur. Madde analizlerinde ise Olumlu Mükemmeliyetçilik alt ölçeği için .43 ile .55 düzeltilmiş madde toplam puan korelasyonları değerleri ve Olumsuz Mükemmeliyetçilik alt ölçeği için .48 ile .55 madde toplam puan korelasyonları değerleri hesaplanmıştır. Bu çalışmada McDonald Omega güvenirlik katsayısı Olumlu Mükemmeliyetçilik alt ölçeği tüm gruplarda $\omega=.88$, Olumsuz Mükemmeliyetçilik alt ölçeği için tüm gruplarda McDonald Omega güvenirlik katsayısı $\omega=.83$ bulunmuştur.

Yaşam Doyumu Ölçeği (YSÖ): Diener, Emmons, Larsen ve Griffin (1985) tarafından yaşam doyumunu saptamak için amacıyla geliştirilen YDÖ 5 madde ve 7'li Likert tip puanlamaya sahip bir ölçeğe sahiptir. Ölçekten 5 ile 35 arasında bir puan alınabilmektedir. YDÖ, ilk defa Köker (1991) tarafından Türkçe'ye uyarlanmıştır. Ölçeğin güvenirlik çalışması için yapılan test-tekrar test güvenirliği sonucu .85 olarak madde-test korelasyonları ise .71 ile .80 arasında bulunmuştur. Cronbach alfa değeri .76 olarak bulunmuştur. Dağlı ve Baysal (2016) yeniden psikometrik değerlerini incelediği çalışmada uyum iyiliği değerleri $\chi^2/sd=1.17$, RMSEA=.03, GFI=.99, AGFI=.97, NFI=.99, NNFI=1.00; CFI =1.00; SRMR=.02 hesaplanmıştır. Bu çalışmada ölçeğe ait Cronbach alfa ve McDonald Omega güvenirlik katsayısı normal çocuk ve ergenlerde $\alpha=.84$, $\omega=.84$, üstün yetenekli çocuk ve ergenlerde $\alpha=.86$, $\omega=.86$ hesaplanmıştır.

Verilerin Toplanması ve Analizi

Ölçeklerin kullanım izinleri alındıktan sonra kişisel bilgi formu ve ölçeklerin yer aldığı bir uygulama paketi hazırlanmış, ilgili makamlara uygulama izni için başvuru yapılmıştır. Üniversite etik kurul izni, MEB izinleri ve aile onamları alınarak tüm illerdeki BİLSEM yetkilileri ile iletişime geçilerek hangilerinde uygulama daha kolay yapılacağı ile ilgili ön görüşmelerden sonra ulaşımı kolay illere araştırmacı tarafından gidilmiş, geri kalan uzak illere uygulama paketinin Google ankette oluşturulmuş link verilerek öğrencilerin doldurması sağlanmıştır. Normal çocuklara 3 farklı ilden çocuk ve ergenlerden yüz yüze veri toplanılmıştır. Veriler toplandıktan sonra bilgisayar ortamına aktararak çözümleme sürecine geçilmiştir.

Verilerin analizi için öncelikle uç değerler ve normallik kriterlerine bakılmıştır. Parametrik analiz tekniklerinden yararlanmak için normallik dağılımının en uç kabul edilen değerleri esas alınmıştır. Duygusal zekâ, olumlu mükemmeliyetçilik ve yaşam doyumunu arasında olası ilişkileri incelemek için Pearson momentler

çarpımı korelasyon analizi, yapı geçerliği için yol analizi yapılmıştır. Verilerin analizinde lisanslı AMOS destekli SPSS 23 ve JASP 0.18.3.0 programı kullanılmıştır. Güven aralığı olarak %95 ($p < .05$) esas alınmıştır.

Araştırmanın Etik İzinleri

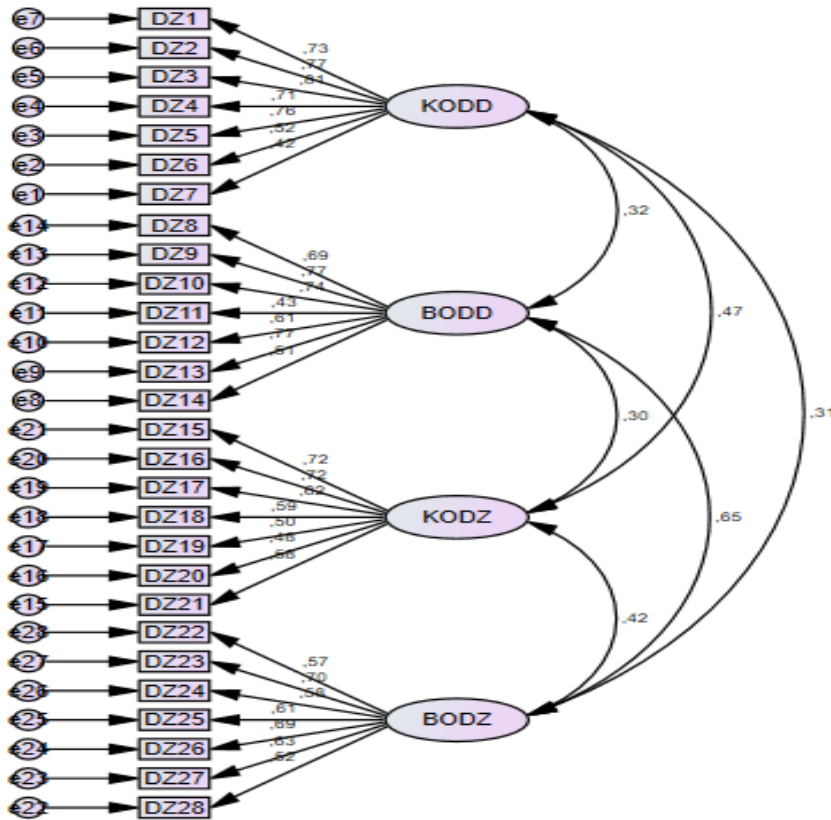
Doktora düzeyinde yapılmış bu araştırmada bilimsel araştırma ve yayın etiği ilkelerine bağlı kalınmış ve gerekli etik kurul izni alınmıştır. Etik kurul izni kapsamında; (Sivas Cumhuriyet Üniversitesi Bilimsel Araştırma Ve Yayın Etiği Sosyal Ve Beşeri Bilimler Kurulu), 07.07.2021 tarihinde, 51 nolu karar ile E-60263016-050.06.04-55721 sayılı belge alınmıştır.

BULGULAR

Ölçeğin bu çalışmada çocuk ve ergen grubuna uygunluğu ve kısa versiyonunun oluşturulması için üstün ve normal çocuk/ergenlerden oluşan (çoğunluğu normal) 260 veriye doğrulayıcı faktör analizi yapılmış olup Yol diagramı Şekil 1’de gösterilmiştir.

Şekil 1

RDZÖ-28 Yol diagramı



Yirmi sekiz maddelik RDZÖ'nin 3 modifikasyonlu uyum iyiliği değerleri CMIN/sd=1.87, RMSEA=.058, SRMR=.069, CFI=.89, IFI=.89, TLI=.88 şeklinde olup kabul edilebilir uyuma sahip olduğu söylenebilir. Ayrıca ölçeğin bütünü için Cronbach alfa iç tutarlık güvenirlik katsayısı $\alpha = .89$ ve alt faktörler için sırasıyla $\alpha = .85, .83, .80, .81$ olarak bulunmuştur. Düzeltmiş madde toplam korelasyon katsayılarının ise .30 ile .53 arasında sıralandığı gözlenmiştir.

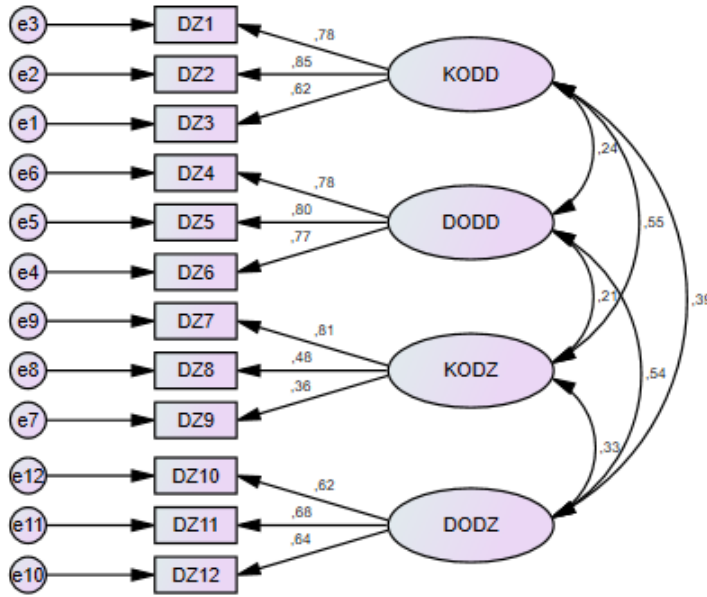
Normal Çocuklarda Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği-Kısa Formunun Psikometrik Değerleri

Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği-Kısa Formunu oluşturmak için çocuklarla yüz yüze formlar doldurtulurken RDZÖ28 uzun olup, sıkıldıkları geri dönütlerinden yola çıkarak madde anlaşılabilirliği iyi olan,

düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayılarının ve madde faktör yüklerinin yüksek olduğu 12 madde için normal zekâya sahip 410 ortaokul ve lise öğrencisinden elde edilen verilerle yapı geçerliliği incelenmiştir. KMO örneklem uygunluk katsayısı .79, sd= 66 ve Barlett Küresellik testi 1433.46 ($p<.01$) bulunmuştur. AFA sonucu 12 madde ve 4 boyutlu model toplam varyansın %66.61'ini açıklamaktadır. Madde faktör yükleri .54 ila .86 arasında sıralanmaktadır. AFA sonucu elde edilen modelin doğrulanması için DFA yapılmış olup path diyagramı Şekil 2'de gösterilmiştir.

Şekil 2

Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği-Kısa Formu'na ait path diyagramı



Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği-Kısa Formu'nun uyum iyiliği değerlerinin $\chi^2= 103.14$ sd=48, CMIN/sd= 2.15, SRMR=.055, RMSEA=.053, AGFI=.94, CFI=.96, GFI=.96, IFI=.96, TLI=.94, olduğu gözlenmiştir. Madde faktör yükleri .36 ila .85 arasında değişmektedir.

Uyum geçerliği çalışmasında RDZÖ-KF ile Olumlu Mükemmeliyetçilik alt ölçeği ve Yaşam Doyumu Ölçeği arasında olası ilişkileri saptamak için Pearson momentler çarpımı korelasyon analizi yapılmış ve sonuçlar Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1

Değişkenler arası korelasyon sonuçları

Değişkenler	1. RDZÖ-28	2. KODDe	3. DODDe	4. KODDü	5. DODDü	6. RDZÖ-KF	7. OLM	8. OZM	8. YD
1.R. Duygusal Zekâ Ölçeği-28	-	.68**	.66**	.67**	.70**	.97**	.40**	-.05	.24**
2. KO Duygu Deg3		-	.19**	.37**	.27**	.69**	.30**	-.06	.30**
3. DO Duygu Deg3			-	.18**	.41**	.68**	.22**	.07	.06
4. KO Duygu Düz3				-	.25**	.69**	.29**	-.11*	.18**
5. DO Duygu Düz3					-	.74**	.27**	-.02	.07

Tablo 1 (Devam)

Değişkenler	1. RDZÖ-28	2. KODDe	3. DODDe	4. KODDü	5. DODDü	6. RDZÖ-KF	7. OLM	8. OZM	8. YD
6. R. Duygusal Zekâ Ölçeği-KF						-	.39**	-.04	.23**
7. Olumlu mükem							-	.08	.18**
8. Olumsuz mükem								-	-.06
9. Yaşam doyumu									-

**p<.01

Tablo 1’de görüldüğü üzere RDZÖ-KF ile RDZÖ-28, Olumlu Mükemmeliyetçilik alt ölçeği ve Yaşam Doyumu Ölçeği arasında sırasıyla $r = .97, .40, .23$ ($p < .01$) pozitif ilişkiler bulunmuştur.

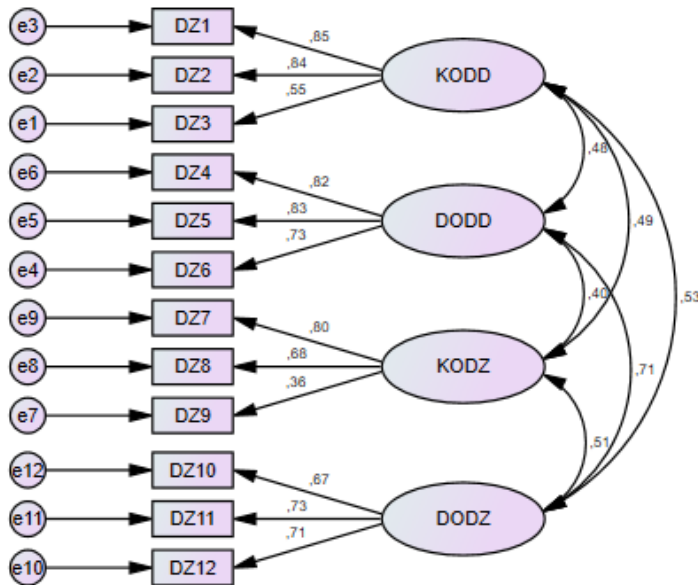
Ölçeğin Cronbach alfa ve McDonald Omega güvenirlik katsayısı ‘Kendi-odaklı duygu değerlendirme’ alt boyutu için $\alpha = .79$, $\omega = .80$, ‘Diğerleri-odaklı duygu değerlendirme’ alt boyutu için $\alpha = .83$, $\omega = .83$, ‘Kendi-odaklı duygu düzenleme’ alt boyutu için $\alpha = .56$, $\omega = .64$ (üst değer), ‘Diğerleri-odaklı duygu düzenleme alt boyutu için $\alpha = .68$, $\omega = .68$ (üst değer $\omega = .73$) ve ölçeğin bütünü için $\alpha = .78$, $\omega = .75$ olarak hesaplanmıştır. RDZÖ-KF’ye ait düzeltilmiş madde toplam korelasyon değerleri .29 ile .52 arasında sıralanmıştır.

Üstün Yetenekli Çocuklarda Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği-Kısa Formunun Psikometrik Değerleri

Duygusal Zekâ Ölçeği-Kısa Formu’nun psikometrik özellikleri incelenmişti. Bu çalışma üstün yetenekli çocuk ve ergenler eksenli yürütüldüğünden RDZÖ-KF’nun psikometrik değerleri 386 üstün yetenekli çocuk ve ergenden elde edinilen verilerle tekrardan sınanmıştır. Model ve faktör yapısı belli olduğu için doğrudan DFA aşamasına geçilmiş olup path diyagramı Şekil 3’te gösterilmiştir.

Şekil 3

Üstün Yeteneklilerde Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği-Kısa Formu’na ait path diyagramı



Üstün yeteneklilerde Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği-Kısa Formu’nun uyum iyiliği değerleri $\chi^2 = 136.934$, $sd = 93$, $CMIN/sd = 2.85$, $SRMR = .050$, $RMSEA = .069$, $AGFI = .91$, $CFI = .95$, $GFI = .94$, $IFI = .95$, $TLI = .93$ olarak tespit edilmiştir. Madde faktör yükleri .36 ile .85 arasında, hata varyansları ile .22 ile .89 arasında

değişmektedir. Bununla birlikte her bir maddenin bağlı bulunduğu faktöre yol katsayılarına ait t değerleri (5.84-14.47) manidardır. Ayrıca her bir maddenin hata varyansına ait t değerleri (CR) 5.47 ile 13.20 arasında olup, istatistiksel olarak manidardır ($p<.001$). Bu ifadelerle dayanarak DFA analizi sonrası maddelerin ilgili oldukları faktörleri %99 güven aralığında doğruladığı ($p=.000$) söylenebilir.

Ölçeğin iç tutarlılık Cronbach alfa ve McDonald Omega güvenirlik değerleri ‘Kendi-odaklı duygu değerlendirme’ alt boyutu için $\alpha=.77$, $\omega=.77$; ‘Diğerleri-odaklı duygu değerlendirme’ alt boyutu için $\alpha=.83$, $\omega=.83$; ‘Kendi-odaklı duygu düzenleme’ alt boyutu için $\alpha=.63$, $\omega=.67$ (üst değer .73); ‘Diğerleri-odaklı duygu düzenleme’ alt boyutu için $\alpha=.75$, $\omega=.75$ ve ölçeğin bütünü için $\alpha=.84$, $\omega=.84$ olarak hesaplanmıştır. Düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları .35 ile .60 arasında değişmekte olup her bir ilişki $p<.01$ düzeyinde anlamlıdır.

TARTIŞMA, SONUÇ ve ÖNERİLER

Çalışmada Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeğinin Uzun ve Kısa Formları normal zekâyâ sahip öğrencilere standartize edildikten sonra Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeğinin Kısa Formu ile devam etmeye karar verdikten sonra bu form üstün zekâlı/yetenekli öğrencilerde psikometrik değerleri incelemiştir. Faktör yapısı hem Türk yetişkinlerde hem de Türk çocuk ve ergenlerde belli olduğu için verilere doğrudan DFA yapılmıştır. Nitekim ölçeğin maddeleri daha önce uyarlandığı için maddelerin yeni bir faktörleşme olasılığı çok azdır ve faktör yapısı belli olduğu için AFA yapılmadan DFA yapılabilir (Orçan, 2018). DFA sonucu uyum iyiliği endekslerini değerlendirmek için alanyazındaki ölçütler derlenmiş olup Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2

Uyum iyiliği değerleri ölçütleri

Uyum Endeksleri	<i>RDZÖ-KF Normal/Üstün</i>	<i>Mükemmel/Çok iyi Uyum Ölçütleri</i>	<i>Kabul edilebilir/İyi Uyum Ölçütleri</i>	<i>Uyum (marjinal uyum) zayıf/kötü</i>
χ^2 (CMIN)/sd	2.15/2.85	$0 \leq \text{CMIN/sd} \leq 2$	$2 < \text{CMIN/sd} \leq 3$	$3 < \text{CMIN/sd} \leq 5$
AGFI	.94/.91	$.95 \leq \text{AGFI} \leq 1.00$	$.90 \leq \text{AGFI} < .95$	$.85 \leq \text{AGFI} < .90$
CFI	.96/.95	$.95 \leq \text{CFI} \leq 1.00$	$.90 \leq \text{CFI} < .95$	
GFI	.96/.94	$.95 \leq \text{GFI} \leq 1.00$	$.90 \leq \text{GFI} < .95$	
IFI	.96/.95	$.95 \leq \text{IFI} \leq 1.00$	$.90 \leq \text{IFI} < .95$	$.80 \leq \text{IFI} < .90$
NFI		$.95 \leq \text{NFI} \leq 1.00$	$.90 \leq \text{NFI} < .95$	
RFI		$.95 \leq \text{RFI} \leq 1.00$	$.90 \leq \text{RFI} < .95$	
RMSEA	.053/.069	$0 \leq \text{RMSEA} \leq .05$.06’dan düşük/yakın olmalı	$.051 \leq \text{RMSEA} \leq .08$	$.08 < \text{RMSEA} \leq .10$
SRMR	.055/.050	$0 \leq \text{SRMR} \leq .05$	$.05 < \text{SRMR} \leq .08$	$.08 < \text{SRMR} \leq .10$
TLI (NNFI)	.94/.93	$.95 \leq \text{TLI} \leq 1.00$	$.90 \leq \text{TLI} < .95$	

(Akt. Sarıçam, 2024:180)

Tablo 2’ye göre normal zekâ düzeyindeki çalışma grubunda Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeğinin Kısa Formuna ait uyum iyiliği endekslerinden CMIN/sd, RMSEA, CFI, GFI ve IFI mükemmeldir. AGFI, TLI ve SRMR iyidir. Üstün yetenekli örneklemde Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeğinin Kısa Formuna ait uyum iyiliği endekslerinden SRMR, CFI ve IFI mükemmeldir. CMIN/sd oranı, AGFI, GFI, TLI ve RMSEA değerleri kabul edilebilirdir. DFA’da faktör yüklerinin yüksek olması beklenmektedir. Harrington’un (2009) belirttiğine göre faktör yükleri .32 civarı zayıf, .45 civarı kabul edilebilir, .55 civarı iyi .63 civarı çok iyi ve .71 üstü mükemmeldir. Normal gelişim gösteren çocuk ve ergenlerde madde 9 (e7) zayıf; madde 8 (e8) kabul edilebilir; madde 10 (e12) çok iyi, geri kalan maddelerin faktör yük değerleri mükemmeldir. Üstün yetenekli çocuk ve ergenlerde madde 9 (e7) zayıf; madde 3 (e1) iyi; madde 8 (e8) ve madde 10 (e12) çok iyi; geri kalan maddelerin faktör yük değerleri mükemmeldir. Fakat sadece faktör yüküne bakıp modeli yorumlamak eksik kalacaktır. Her bir maddenin bağlı bulunduğu faktöre yol katsayılarına ait t değerleri ve her bir maddenin hata varyansına ait t değerleri (CR) manidar olduğu için DFA analizi sonrası maddelerin ilgili oldukları faktörleri %99 güven aralığında doğruladığı ($p=.000$) söylenebilir. Öte taraftan DFA uyum iyiliği değerleri normal çocuk ve ergenlerde daha iyiye doğru madde faktör yükleri üstün yeteneklilerde kısmen daha iyi çıkmıştır.

İç tutarlılık Cronbach alfa ve McDonald Omega güvenilirlik değerlerinin .70'ten yüksek olması gerekmektedir (Büyüköztürk, 2012; Şimşek & Noyan, 2013). Üstün yeteneklilerde 'Kendi odaklı duygu düzenleme' alt boyutu için güvenilirlikte sorun olduğu fakat ölçeğin tümü ve diğer boyutlar için iç tutarlık güvenirliliğin sağlandığı söylenebilir. Benzer ifadeler normal gelişim gösteren çocuk ve ergen örneklemleri için de söylenebilir. Fakat RDZÖ-KF'nun güvenilirlik değerlerinin üstün yetenekli çocuk ve örnekleminde daha yüksek çıktığı görülmüştür. Düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayılarının .20'den (Berk, 1978) .30'dan (Nunnally & Bernstein, 1994) veya .40'dan (Arah, Hoekstra, Bos, & Lombarts, 2011) fazla olması gerekmektedir. Her bir ilişki anlamlı düzeydedir ($p < .001$). Bundan dolayı hem normal zekaya sahip hem de üstün yetenekli çocuklarda RDZÖ-KF'ye ait düzeltilmiş madde korelasyon katsayıları alanyazındaki ölçütü karşılamaktadır. Bu değerlerde de üstün yetenekli çalışma grubunun daha iyi olduğu saptanmıştır.

Çalışmada, hem üstün yetenekli öğrencilerde hem de normal zekâyâ sahip öğrencilerde Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği-Kısa Formunun psikometrik değerleri incelenmişti. Yapı geçerliği, uyum/ölçüt geçerliği, iç tutarlık güvenilirlik ve madde analizinden elde edilen bulgu ve tartışmalara göre ölçeğin hem üstün yetenekli çocuklarda hem de normal zekâ düzeyinde çocuklarda geçerli ve güvenilir ölçüm aracı olarak kullanılabilir. Fakat Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği-Kısa Formu şeklinde kullanılacak ise toplam puan üzerinden kullanılmalı ya da alt boyutlar ile kullanılacak ise 28 maddelik Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeği formuyla kullanılması daha sağlam sonuçlar elde edilmesini sağlayacaktır. Çalışmada kullanılan duygusal zekâ ölçeği bireyin kendisi ve diğerleri üzerinde duygularını değerlendirmesi ve düzenlemesini kapsamaktadır. Hem zekâyı hem de duyguları içerdği için üstünler bu anlamda daha avantajlıdır. Bununla birlikte üstün yetenekli çocukların duygusal zekâlarının değerlendirilebildiği bir ölçme aracı alanyazına sunulmuştur. Aynı illerden eşit ya da denk olacak şekilde normal ve üstün yetenekli çocuklara ulaşamamak bir sınırlılıktır. Çalışmada 3 farklı ilden normal zekâ düzeyine sahip çocuklar ve ergenlerden veri toplanırken Türkiye'deki birçok ilden üstün yetenekli çocuk ve ergenlerden veri toplanmıştır. Üstün yeteneklilere belirli zaman diliminde ulaşma açısından düşünüldüğünde aslında bu beklenen bir sınırlılıktır. Yine bir başka sınırlılık her iki grupta yakın yaş grubundan çocuk ve ergen bulunsa da net olarak yaş tablosu oluşturulamamış genel yaş aralıkları verilmiştir. Dolayısıyla farklı yetenek ve yaş gruplarında standartizasyon çalışmalarının yapılması önerilmektedir.

Beyan: Bu çalışma ilk yazarın, ikinci yazar danışmanlığında yürütülen "Üstün yetenekli çocukların psikolojik, sosyal ve duygusal özellikler açısından incelenmesi" başlıklı doktora tezinden üretilmiştir.

KAYNAKÇA

- Akdeniz, H., & Alpan, G. (2022). Özel yetenekli öğrencilerde duygusal zekânın incelenmesi. *Milli Eğitim Dergisi*, 51(235), 1901-1916. <https://doi.org/10.37669/milliegitim.910546>
- Arah, O. A., Hoekstra, J. B., Bos, A. P., & Lombarts, K. M. (2011). New tools for systematic evaluation of teaching qualities of medical faculty: results of an ongoing multi-center survey. *PloS One*, 6(10), e25983
- Arias, J., Soto-Carballo, J.G. & Pino-Juste, M.R. (2022). Emotional intelligence and academic motivation in primary school students. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 35, 14. <https://doi.org/10.1186/s41155-022-00216-0>
- Bar-On, R. (2006). The Bar-On model of emotional-social intelligence (ESI). *Psicothema*, 18(Suppl), 13–25.
- Bar-On, R., Tranel, D., Denburg, N., & Bechara, A. (2003). Exploring the neurological substrate of emotional and social intelligence. *Brain*, 126(8), 1790-1800. DOI: 10.1093/brain/awg177
- Berk, R. A. (1978). Empirical evaluation of formulae for correction of item-total point-biserial correlations. *Educational and Psychological Measurement*, 38(3), 647-652. <https://doi.org/10.1177/001316447803800305>
- Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. Ankara: Pegem A.
- Dağlı, A. ve Baysal, N. (2016). Yaşam Doyumu Ölçeğinin Türkçe'ye uyarlanması: Geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(59), 1250-1262.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 171–175.
- Furnham, A. (2016). The relationship between cognitive ability, emotional intelligence and creativity. *Psychology*, 7(2), 193–197. <https://doi.org/10.4236/psych.2016.72021>
- Gardner, H. (1983). *Frames of mind: A theory of multiple intelligences*. New York, NY: Basic Books.
- Gardner, H. (2006). *Multiple intelligences: New horizons in theory and practice*. New York, NY: Basic Books.
- Goleman, D. (1995). *Emotional intelligence*. New York: Bantam Books.
- Gündüz, B. (2013). Emotional intelligence, cognitive flexibility and psychological symptoms in pre-service teachers. *Educational Research and Reviews*, 8(13), 1048–1056. Doi: 10.5897/ERR2013.1493
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. New York: Oxford University Press.
- Hoffmann, J. D., & McFarland, S. (2023). Creativity and emotional intelligence: A complementary pairing. In Z. Ivcevic, J. D. Hoffmann, & J. C. Kaufman (Eds.), *The Cambridge Handbook of Creativity and Emotions* (pp. 186–204). Chapter, Cambridge: Cambridge University Press.
- Kaya, F., Kanık, P., & Alkın, S. (2016). Üstün zekâlı ve yetenekli öğrencilerin duygusal zekâ ve iletişim becerileri düzeylerinin karşılaştırılması. *International Online Journal of Educational Sciences*, 8(1), 229-244. DOI: <http://dx.doi.org/10.15345/iojes.2016.01.018>
- Kırdök, O. (2004). *Olumlu ve Olumsuz Mükemmeliyetçilik Ölçeği geliştirme çalışması* (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Adana: Çukurova Üniversitesi (145988).
- Koçak, R., & İçmenoğlu, E. (2012). Üstün yetenekli öğrencilerin duygusal zekâ ve yaratıcılık düzeylerinin yaşam doyumlarını yordayıcı rolü. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi*, 4(37), 73-85.

- Köker, S. (1991) *Normal ve sorunlu ergenlerin yaşam doyumu düzeylerinin karşılaştırılması* (Yüksek Lisans Tezi). Ankara: Ankara Üniversitesi.
- Köksal, A., & Gazioğlu, A. İ. (2007). Ergenlerde duygusal zekâ ile karar verme stratejileri arasındaki ilişki. *HAYEF Journal of Education*, 4(1), 133-146.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Orçan, F. (2018). Açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör analizi: İlk hangisi kullanılmalı? *Journal of Measurement and Evaluation in Education and Psychology*, 9(4), 413-421.
- Pekaar, K. A., Bakker, A. B., van der Linden, D., & Born, M. P. (2018). Self- and other-focused emotional intelligence: Development and validation of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale (REIS). *Personality and Individual Differences*, 120, 222–233. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.08.045>
- Şahin, F., & Lee, J. (2016). General intelligence, emotional intelligence and academic knowledge as predictors of creativity domains: A study of gifted students. *Cogent Education*, 3(1). <https://doi.org/10.1080/2331186X.2016.1218315>
- Salovey, P., & Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition, and Personality*, 9(3), 185–211. doi:10.2190/DUGG-P24E-52WK-6CDG
- Sarıçam, H. (2024). *Üstün yetenekli çocukların psikolojik, sosyal ve duygusal özellikler açısından incelenmesi*. Yayınlanmamış doktora tezi. Edirne: Trakya Üniversitesi.
- Sarıçam, H., Adam Karduz, F. F., Özbey, A., Çelik, Z. (2017). Üstün zekâlı/yetenekli öğrenciler ile normal gelişim gösteren öğrencilerin duygusal zekâ düzeylerinin karşılaştırılması. *Siirt Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 5(10), 461-485.
- Sarıçam, H., & Çelik, İ. (2018). Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeğinin Türkçe versiyonunun geçerlik ve güvenirlik çalışması. *27th International Conference on Educational Sciences* (ss.1545-1548) içinde. Antalya, Türkiye. doi:10.13140/RG.2.2.12204.77445
- Sert, M., & Traş, Z. (2019). Ergenlerin duygusal zekâ düzeyleri ile öz-yeterlik algıları arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Manas Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(1), 1205-1220.
- Şahin, F., Özer, E. ve Deniz, M. E. (2016). Duygusal zekânın alana özgü yaratıcılığı yordama düzeyi: üstün zekâlı öğrenciler üzerinde bir inceleme. *Eğitim ve Bilim*, 41(183), 181-197.
- Şimşek, G. G., & Noyan, F. (2013). McDonald's ω , Cronbach's α , and generalized θ for composite reliability of common factors structures. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, 42(9), 2008–2025. <https://doi.org/10.1080/03610918.2012.689062>
- Tunca, A. (2022). Çocuk ve ergenlerde duygusal zekânın cinsiyete göre incelenmesi: Bir meta-analiz çalışması. *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20(02), 134-148.

The Psychometric Properties of the Short Form of the Emotional Intelligence Scale in Normal and Gifted Children

Hakan SARIÇAM^{1*} 

Yeşim FAZLIOĞLU² 

¹Sivas Cumhuriyet University, Department of the Guidance and Psychological Counseling, Sivas, Türkiye
hakansaricam@gmail.com

²Trakya Üniversitesi, Faculty of Education, Edirne, Türkiye
yfazlioglu@trakya.edu.tr

*Corresponding Author

Abstract: This study's objective is to create a condensed form of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale and to assess its psychometric qualities in both gifted and typical children. The participants of the study are 411 normally developing (normal intelligence) children and adolescents from different provinces in Türkiye and 386 gifted children and adolescents with an IQ score of 130 and above who are attending SACs. Rotterdam Emotional Intelligence Scale, Positive and Negative Perfectionism Scales and Life Satisfaction Scale were used as data collection tools. It was observed that the goodness of fit values of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale-Short Form in normal children were $\chi^2=103.14$ $df=48$, CMIN/ $df=2.15$, SRMR=.055, RMSEA=.053, AGFI=.94, CFI=.96, GFI=.96, IFI=.96, TLI=.94. The goodness of fit values of the same form in gifted students were determined as $\chi^2=136.934$, $df=93$, CMIN/ $df=2.85$, SRMR=.050, RMSEA=.069, AGFI=.91, CFI=.95, GFI=.94, IFI=.95, TLI=.93. The internal consistency Cronbach's alpha and McDonald Omega reliability values of the scale were calculated as $\alpha=.84$, $\omega=.84$ for the whole scale. The resulting psychometric values were discussed with the criteria in the literature. On the basis of these values, the REIS-SF can be used to assess emotional intelligence in both normal and gifted children and adolescents.

Keywords: Emotional Intelligence, gifted and talented, scale

Received: 04.11.2024
Accepted: 24.11.2024
Available Online: 31.01.2026

INTRODUCTION

The earliest conceptual roots of emotional intelligence (EI) can be traced to the notion of *social intelligence*, introduced by E. L. Thorndike to describe the ability to understand and manage people and to act wisely in human relations (Sarıçam, 2024). Subsequent research has provided evidence that these two constructs represent interrelated components of a broader underlying structure (Bar-On, Tranel, Denburg, & Bechara, 2003; Salovey & Mayer, 1990). Bar-On (2006) later argued that this comprehensive construct is more accurately conceptualized as *emotional-social intelligence*. Its proximal theoretical foundations lie in Gardner's (1983) work on multiple intelligences, particularly the concepts of intrapersonal and interpersonal intelligence. According to Gardner (2006), *interpersonal intelligence refers to an individual's capacity to understand the intentions, motivations, and desires of others and, consequently, to work effectively with them*. Similarly, the ability to construct an effective working model of oneself—including one's desires, fears, and capacities—and to use this knowledge to regulate one's life effectively is examined within the scope of EI. In line with this perspective, Salovey and Mayer (1990) emphasized that emotional intelligence encompasses awareness of both the self and others.

Emotional intelligence is commonly defined as a set of abilities that enable individuals to manage themselves and others effectively (Goleman, 1995). Mayer, Roberts, and Barsade (2008) described emotional intelligence as being *concerned with the ability to reason accurately about emotions and to use emotions and emotional knowledge to enhance thinking*. More precisely, the frequency with which individuals demonstrate or utilize the abilities and competencies inherent in emotional intelligence determines how they cope with themselves, their lives, their work, and their relationships with others (Boyatzis, Goleman, & Rhee, 2000). Today, emotional intelligence has become a central concept among individuals, practitioners, and researchers alike. Some scholars argue that emotional and social competencies are more critical than traditional dimensions of intellectual ability and personality (Goleman, 2000).

By strengthening cognitive flexibility, emotional intelligence not only enhances academic performance but also facilitates individuals' adaptation to changing conditions and new information (Gündüz, 2013). Hoffmann and McFarland (2023) reported that emotional intelligence is closely associated with creativity and contributes to improved problem-solving skills. As such, children's emotional intelligence is considered to be as valuable in life as their intellectual intelligence (IQ). Indeed, Koçak and İçmenoğlu (2012) emphasized that a high IQ alone is insufficient for life satisfaction, creativity, and success across various life domains, highlighting the necessity of emotional intelligence. However, unless educational environments and contextual arrangements are designed to support both IQ and EI in children and adolescents, high levels of these abilities may not yield meaningful outcomes (Furnham, 2016).

Sarıçam (2024) underscored that emotional intelligence quotient is as important as general intelligence. In fact, the PISA 2022 results indicate that students' psychological state, emotional satisfaction, and overall well-being are as significant as their academic performance. Contrary to this emphasis, however, prevailing family practices and educational systems often fail to prioritize students' happiness and mental health to the same extent as academic achievement, while perpetuating the misconception that academic success alone ensures happiness. In contrast, as individuals gain deeper self-awareness, their understanding of their potential, capacities, emotions, and personal consciousness increases. Skills such as self-acceptance, self-confidence, balanced interpersonal relationships, positive self-messages, and emotional self-awareness can enhance both emotional well-being and academic success. Developing these competencies may help individuals maximize their potential and achieve higher academic performance. Therefore, fostering emotional intelligence through the development of emotional skills represents a critical factor supporting academic achievement among children, adolescents, and emerging adults (Arias, Soto-Carballo, & Pino-Juste, 2022; Sarıçam, 2024). Accordingly, the measurement of emotional intelligence is of considerable importance.

The literature includes numerous studies assessing levels of emotional intelligence (Furnham, 2016; Kaya, Kanık, & Alkın, 2016; Koçak & İçmenoğlu, 2012; Köksal & Gazioğlu, 2007; Sarıçam, Adam Karduz, Özbey, & Çelik, 2017; Sert & Traş, 2019; Şahin & Lee, 2016; Tunca, 2022). Goleman (1998) conceptualized emotional intelligence in terms of five core competencies: empathy, effective communication and social skills, self-awareness, self-regulation, and motivation. Bar-On's (1997) Emotional Intelligence Scale consists of five subscales, 15 dimensions, and 133 items. Similarly, Cooper and Sawaf's (1997) Emotional Intelligence Map, comprising 21 subscales, is regarded as a 360-degree assessment tool. The Emotional Intelligence Scale developed by Schutte et al. (1998) to assess general emotional intelligence is a three-dimensional instrument consisting of 33 items. In subsequent years, short forms of nearly all these scales have been developed, many of which have been adapted to Turkish culture. One such instrument is the 28-item Rotterdam Emotional Intelligence Scale, adapted into Turkish by Sarıçam and Çelik (2018). Originally developed for adults by Pekaar, Bakker, van der Linden, and Born (2018), this scale differs from others in conceptualizing emotional intelligence as the ability to evaluate, control, and regulate one's own and others' emotions.

Although several studies have examined emotional intelligence among gifted individuals (Akdeniz & Alpan, 2022; Kaya, Kanık, & Alkın, 2016; Sarıçam et al., 2017; Şahin, Özer, & Deniz, 2016), and emotional intelligence is often argued to develop in parallel with general academic intelligence (Gardner, 2006; Şahin & Lee, 2016), no study has been identified that examines the psychometric properties; namely, the standardization; of an emotional intelligence scale specifically for gifted children. Accordingly, the aim of the present study is to develop a short version of the scale and to examine its psychometric properties among both typically developing and gifted children.

METHOD

Research Design

The study was designed as a survey research using quantitative research methods.

Study Group

The participants of the study consisted of 411 children and adolescents with typical development (average intelligence) from different provinces in Türkiye, and 386 academically gifted children and

adolescents with IQ scores of 130 and above who were enrolled in Science and Art Centers (SACs). In the first phase of the study, the scales were adapted to Turkish culture and their short forms were developed through data collected from 411 middle school and high school students. In the second phase, the study group included 386 gifted middle school and high school students selected from different provinces in Türkiye using stratified sampling. The ages of the typically developing students ranged from 9 to 19 years, with a mean age of 14.87 ($Ss = 2.28$). The ages of the gifted students ranged from 9 to 18 years, with a mean age of 11.89 ($Ss = 2.17$).

Data Collection Instruments

Rotterdam Emotional Intelligence Scale (REIS)

The Rotterdam Emotional Intelligence Scale (REIS) was developed by Pekaar et al. (2018) to assess individuals' self- and other-oriented emotional intelligence levels. The scale consists of 28 items and four subdimensions: (1) self-focused emotion appraisal, (2) other-focused emotion appraisal, (3) self-focused emotion regulation, and (4) other-focused emotion regulation. It is a 5-point Likert-type scale (1 = strongly disagree, 2 = disagree, 3 = neutral, 4 = agree, 5 = strongly agree) and yields both subscale scores and a total emotional intelligence score. The Turkish adaptation of the scale was conducted by Sarıçam and Çelik (2018) with adult samples. Exploratory factor analysis (EFA) performed to examine construct validity revealed a four-factor structure consistent with the original scale, explaining 52.77% of the total variance. Factor loadings ranged from .33 to .79. In the criterion-related validity study, positive correlations were found between the total and subscale scores of the REIS and the Brief Psychological Resilience Scale ($r = .65, .55, .48, .51$, and $.45$, respectively). Reliability analyses indicated a Cronbach's alpha coefficient of $\alpha = .91$ for the total scale and $\alpha = .87, .79, .83$, and $.85$ for the subscales. Corrected item-total correlation coefficients ranged from .42 to .74.

Positive and Negative Perfectionism Scale (PNPS)

The Positive and Negative Perfectionism Scale was developed by Kırđök (2004) to assess positive and negative perfectionism levels in children and adolescents. The scale consists of 17 items and is a self-report measure rated on a 4-point Likert scale. The Positive Perfectionism subscale includes 10 items, yielding scores between 10 and 40, while the Negative Perfectionism subscale consists of 7 items with scores ranging from 7 to 28. A low negative correlation was found between the two subscales ($r = -.19$, $p < .01$). Cronbach's alpha coefficients were $\alpha = .81$ for Positive Perfectionism and $\alpha = .78$ for Negative Perfectionism. Corrected item-total correlation coefficients ranged from .43 to .55 for the Positive Perfectionism subscale and from .48 to .55 for the Negative Perfectionism subscale. In the present study, McDonald's omega reliability coefficients were $\omega = .88$ for the Positive Perfectionism subscale and $\omega = .83$ for the Negative Perfectionism subscale across all groups.

Satisfaction with Life Scale (SWLS)

The Satisfaction with Life Scale was developed by Diener, Emmons, Larsen, and Griffin (1985) to assess individuals' overall life satisfaction. The scale consists of five items rated on a 7-point Likert scale, with total scores ranging from 5 to 35. The Turkish adaptation was first conducted by Köker (1991). Test-retest reliability was reported as .85, and item-test correlations ranged between .71 and .80. The Cronbach's alpha coefficient was .76. In a subsequent psychometric study by Dağlı and Baysal (2016), goodness-of-fit indices were reported as $\chi^2/df = 1.17$, RMSEA = .03, GFI = .99, AGFI = .97, NFI = .99, NNFI = 1.00, CFI = 1.00, and SRMR = .02. In the present study, Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients were calculated as $\alpha = .84$ and $\omega = .84$ for typically developing children and adolescents, and $\alpha = .86$ and $\omega = .86$ for gifted children and adolescents.

Procedure and Analysis

After obtaining permission to use the scales, an application package including a personal information form and the measurement instruments was prepared, and official permissions were requested from the relevant authorities. Following approval from the university ethics committee, the Ministry of National Education, and parental consent, preliminary communication was established with SACs administrators across different provinces to determine feasible application locations. The researcher conducted face-to-face data collection in

provinces with easier access, while in more distant provinces, students completed the application package via a Google Forms link. Data from typically developing children and adolescents were collected face-to-face from three different provinces.

After data collection, the data were transferred to a digital environment for analysis. Initially, outliers and normality assumptions were examined. To employ parametric analysis techniques, acceptable extreme values of normal distribution were taken into consideration. Pearson product-moment correlation analysis was conducted to examine relationships among emotional intelligence, positive perfectionism, and life satisfaction, while path analysis was used to assess construct validity. Data analyses were performed using licensed versions of SPSS 23 and JASP 0.18.3.0. A 95% confidence interval ($p < .05$) was adopted.

Ethical Approval

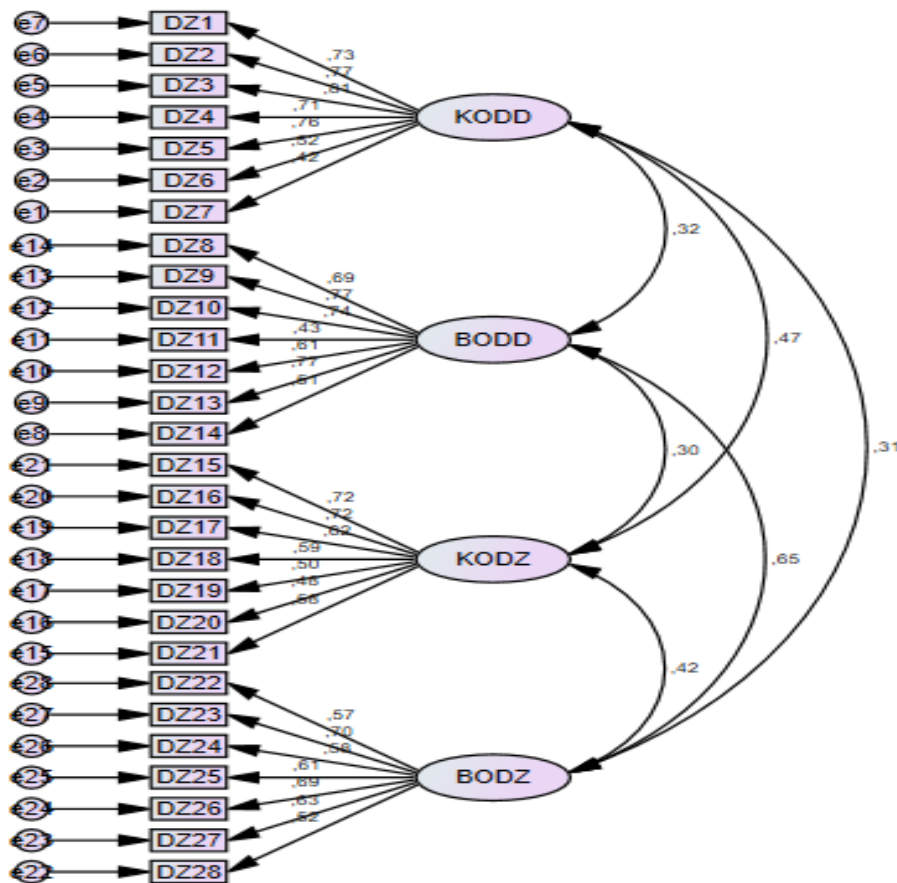
This doctoral-level study was conducted in accordance with the principles of scientific research and publication ethics, and the required ethical approval was obtained. Ethical approval was granted by the Social and Human Sciences Scientific Research and Publication Ethics Committee of Sivas Cumhuriyet University on July 7, 2021, under decision number 51, with document number E-60263016-050.06.04-55721.

RESULTS

To examine the suitability of the scale for use with children and adolescents and to develop its short version in the present study, confirmatory factor analysis was conducted using data from 260 participants consisting of gifted and typically developing children and adolescents (predominantly typically developing). The path diagram is presented in Figure 1.

Figure 1

REIS-28 Path Diagram



The goodness-of-fit indices of the 28-item REIS with three modifications were $CMIN/df = 1.87$, $RMSEA = .058$, $SRMR = .069$, $CFI = .89$, $IFI = .89$, and $TLI = .88$, indicating an acceptable model fit. In addition, the Cronbach's alpha internal consistency reliability coefficient was found to be $\alpha = .89$ for the total scale, and $\alpha = .85$, $.83$, $.80$, and $.81$ for the subscales, respectively. The corrected item-total correlation coefficients ranged from $.30$ to $.53$.

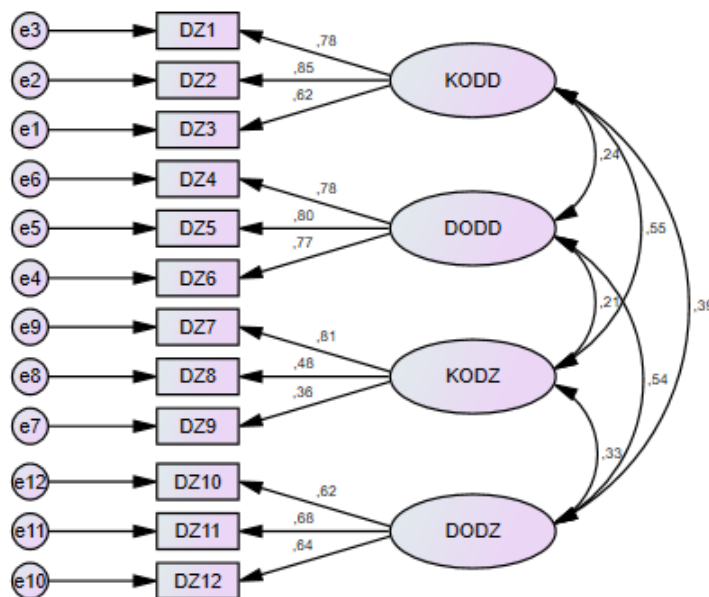
Psychometric Properties of the Short Form of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale in Typically Developing Children

In order to develop the Short Form of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale, feedback obtained during face-to-face administration indicated that the original 28-item REIS was perceived as lengthy and led to participant fatigue. Based on this feedback, 12 items with high clarity, strong corrected item-total correlation coefficients, and high factor loadings were selected. Construct validity of the short form was examined using data obtained from 410 middle school and high school students with typical intelligence.

The Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure of sampling adequacy was $.79$, with degrees of freedom (df) = 66 , and Bartlett's Test of Sphericity yielded a value of 1433.46 ($p < .01$), indicating that the data were suitable for factor analysis. Results of the exploratory factor analysis (EFA) revealed a four-factor model consisting of 12 items, which explained 66.61% of the total variance. Factor loadings ranged from $.54$ to $.86$. To confirm the factor structure obtained through EFA, confirmatory factor analysis (CFA) was conducted, and the corresponding path diagram is presented in Figure 2.

Figure 2

REIS-12 (Short Form) Path Diagram



The goodness-of-fit indices of the Short Form of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale were found to be $\chi^2 = 103.14$, $df = 48$, $CMIN/df = 2.15$, $SRMR = .055$, $RMSEA = .053$, $AGFI = .94$, $CFI = .96$, $GFI = .96$, $IFI = .96$, and $TLI = .94$, indicating an acceptable to good model fit. Item factor loadings ranged from $.36$ to $.85$.

For the assessment of criterion-related validity, Pearson product-moment correlation analysis was conducted to examine the relationships between the REIS-Short Form, the Positive Perfectionism subscale, and the Satisfaction with Life Scale. The results are presented in Table 1.

Table 1*Correlation results between variables*

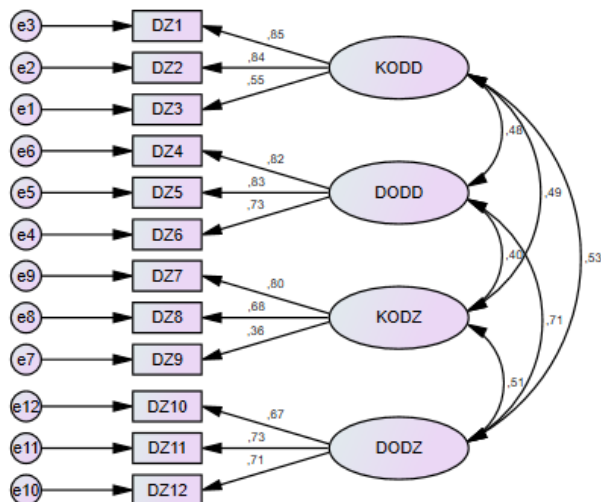
Variables	1. REIS-28	2. SFEA	3. OFEA	4. SFER	5. OFER	6. REIS-SF	7. PP	8. NP	9. LS
1. REIS-28	-	.68**	.66**	.67**	.70**	.97**	.40**	-.05	.24**
2. SFEA		-	.19**	.37**	.27**	.69**	.30**	-.06	.30**
3. OFEA			-	.18**	.41**	.68**	.22**	.07	.06
4. SFER				-	.25**	.69**	.29**	-.11*	.18**
5. OFER					-	.74**	.27**	-.02	.07
6. REIS-SF						-	.39**	-.04	.23**
7. PP							-	.08	.18**
8. NP								-	-.06
9. LS									-

As shown in Table 1, positive correlations were found between the REIS–Short Form and the REIS–28, the Positive Perfectionism subscale, and the Satisfaction with Life Scale, with correlation coefficients of $r = .97$, $.40$, and $.23$, respectively ($p < .01$).

The Cronbach's alpha and McDonald's omega reliability coefficients were calculated as follows: for the self-focused emotion appraisal subscale, $\alpha = .79$ and $\omega = .80$; for the other-focused emotion appraisal subscale, $\alpha = .83$ and $\omega = .83$; for the self-focused emotion regulation subscale, $\alpha = .56$ and $\omega = .64$ (upper value); for the other-focused emotion regulation subscale, $\alpha = .68$ and $\omega = .68$ (upper value $\omega = .73$); and for the total scale, $\alpha = .78$ and $\omega = .75$. Corrected item–total correlation coefficients for the REIS–Short Form ranged from $.29$ to $.52$.

Psychometric Properties of the Short Form of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale in Gifted Children

The psychometric properties of the Short Form of the Emotional Intelligence Scale were examined. Given that the present study focused on gifted children and adolescents, the psychometric properties of the REIS–Short Form were re-evaluated using data obtained from 386 gifted children and adolescents. As the model and factor structure had already been established, the analysis proceeded directly to confirmatory factor analysis (CFA), and the corresponding path diagram is presented in Figure 3.

Figure 3*REIS-12 (Short Form) Path Diagram for Gifted Children*

For the gifted sample, the goodness-of-fit indices of the Short Form of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale were found to be $\chi^2 = 136.934$, $df = 93$, $CMIN/df = 2.85$, $SRMR = .050$, $RMSEA = .069$, $AGFI = .91$, $CFI = .95$, $GFI = .94$, $IFI = .95$, and $TLI = .93$, indicating an acceptable model fit. Item factor loadings ranged from .36 to .85, while error variances ranged from .22 to .89. In addition, the t values for the path coefficients of each item to its respective factor ranged between 5.84 and 14.47 and were statistically significant. Likewise, the t values (critical ratios) associated with each item's error variance ranged from 5.47 to 13.20 and were statistically significant ($p < .001$). Based on these findings, it can be concluded that, following CFA, the items significantly confirmed their corresponding factors at the 99% confidence level ($p = .000$).

The internal consistency reliability coefficients were calculated using Cronbach's alpha and McDonald's omega. For the self-focused emotion appraisal subscale, $\alpha = .77$ and $\omega = .77$; for the other-focused emotion appraisal subscale, $\alpha = .83$ and $\omega = .83$; for the self-focused emotion regulation subscale, $\alpha = .63$ and $\omega = .67$ (upper value = .73); for the other-focused emotion regulation subscale, $\alpha = .75$ and $\omega = .75$; and for the total scale, $\alpha = .84$ and $\omega = .84$. Corrected item-total correlation coefficients ranged from .35 to .60, and all correlations were statistically significant at the $p < .01$ level.

DISCUSSION, CONCLUSION, AND RECOMMENDATIONS

In the present study, after standardizing both the long and short forms of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale with students of typical intelligence, the decision was made to proceed with the Short Form of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale. Subsequently, the psychometric properties of the short form were examined in gifted and talented students. As the factor structure of the scale had already been established for both Turkish adults and Turkish children/adolescents, confirmatory factor analysis (CFA) was conducted directly on the data. Indeed, since the scale items had been previously adapted, the likelihood of a new factor structure emerging was minimal; therefore, when the factor structure is known, CFA can be performed without conducting exploratory factor analysis (EFA) (Orçan, 2018).

To evaluate the goodness-of-fit indices obtained from the CFA, criteria reported in the relevant literature were compiled and are presented in Table 2.

Table 2

Goodness-of-fit values criteria

Fir Indices	<i>REIS-SF Normal/Gifted</i>	<i>Perfect/Very Fit Criteria</i>	<i>Good</i>	<i>Acceptable/Good Criteria</i>	<i>Fit</i>	<i>Poor/weak fit (marginal fit)</i>
$\chi^2(CMIN)/df$	2.15/2.85	$0 \leq CMIN/df \leq 2$		$2 < CMIN/df \leq 3$		$3 < CMIN/df \leq 5$
AGFI	.94/.91	$.95 \leq AGFI \leq 1.00$		$.90 \leq AGFI < .95$		$.85 \leq AGFI < .90$
CFI	.96/.95	$.95 \leq CFI \leq 1.00$		$.90 \leq CFI < .95$		
GFI	.96/.94	$.95 \leq GFI \leq 1.00$		$.90 \leq GFI < .95$		
IFI	.96/.95	$.95 \leq IFI \leq 1.00$		$.90 \leq IFI < .95$		$.80 \leq IFI < .90$
NFI		$.95 \leq NFI \leq 1.00$		$.90 \leq NFI < .95$		
RFI		$.95 \leq RFI \leq 1.00$		$.90 \leq RFI < .95$		
RMSEA	.053/.069	$0 \leq RMSEA \leq .05$ It should be lower than/close to .06.		$.051 \leq RMSEA \leq .08$		$.08 < RMSEA \leq .10$
SRMR	.055/.050	$0 \leq SRMR \leq .05$		$.05 < SRMR \leq .08$		$.08 < SRMR \leq .10$
TLI (NNFI)	.94/.93	$.95 \leq TLI \leq 1.00$		$.90 \leq TLI < .95$		

quoted by Sarıçam (2024)

According to Table 2, among the typically developing sample, the goodness-of-fit indices of the Short Form of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale (REIS-SF), including $CMIN/df$, RMSEA, CFI, GFI, and IFI, indicate excellent fit, while AGFI, TLI, and SRMR demonstrate good fit. In the gifted sample, SRMR, CFI, and IFI values indicate excellent fit, whereas $CMIN/df$, AGFI, GFI, TLI, and RMSEA fall within acceptable ranges. In confirmatory factor analysis (CFA), factor loadings are expected to be high. According to Harrington (2009), factor loadings around .32 are considered weak, .45 acceptable, .55 good, .63 very good, and .71 or above excellent/perfect.

In the typically developing children and adolescents sample, item 9 (e7) demonstrated weak factor loading, item 8 (e8) showed acceptable loading, item 10 (e12) showed very good loading, and the remaining items exhibited excellent factor loadings. In the gifted children and adolescents sample, item 9 (e7) showed weak loading, item 3 (e1) demonstrated good loading, items 8 (e8) and 10 (e12) showed very good loading, and the remaining items exhibited excellent factor loadings. However, interpreting the model solely based on factor loadings would be insufficient. Given that the t values for the path coefficients of each item to its respective factor, as well as the t values (critical ratios) associated with each item's error variance, were statistically significant, it can be concluded that following CFA, the items confirmed their respective factors at the 99% confidence level ($p = .000$). While the CFA goodness-of-fit indices were stronger for typically developing children and adolescents, item factor loadings were partially higher in the gifted sample.

Internal consistency reliability coefficients, including Cronbach's alpha and McDonald's omega, are expected to exceed .70 (Büyüköztürk, 2012; Şimşek & Noyan, 2013). In the gifted sample, reliability issues were observed for the *self-focused emotion regulation* subscale; however, acceptable internal consistency was achieved for the overall scale and the remaining subscales. Similar findings were observed in the typically developing children and adolescents sample. Notably, the reliability coefficients of the REIS-SF were higher in the gifted sample. Corrected item-total correlation coefficients are expected to exceed .20 (Berk, 1978), .30 (Nunnally & Bernstein, 1994), or .40 (Arah, Hoekstra, Bos, & Lombarts, 2011). All correlations were statistically significant ($p < .001$). Accordingly, the corrected item-total correlation coefficients of the REIS-SF met the criteria reported in the literature for both typically developing and gifted children, with higher values observed in the gifted sample.

In this study, the psychometric properties of the Short Form of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale were examined in both gifted students and students with typical intelligence. Based on findings related to construct validity, criterion-related validity, internal consistency reliability, and item analyses, the scale can be considered a valid and reliable measurement instrument for use with both gifted children and children with typical intelligence. However, when the REIS-SF is used as a short form, it is recommended that it be interpreted based on the total score. If subscale scores are to be used, employing the original 28-item Rotterdam Emotional Intelligence Scale may yield more robust results.

The emotional intelligence scale used in this study assesses individuals' abilities to evaluate and regulate emotions in both themselves and others. As it encompasses both cognitive and emotional components, gifted individuals may be relatively advantaged in this regard. Importantly, the present study contributes to the literature by providing a measurement instrument capable of assessing emotional intelligence in gifted children. One limitation of the study is the inability to access equal or comparable numbers of typically developing and gifted children from the same provinces. While data were collected from typically developing children and adolescents in three provinces, data from gifted children and adolescents were obtained from many provinces across Türkiye. Given the practical constraints associated with accessing gifted populations within limited time frames, this limitation is considered expected. Another limitation concerns age distribution; although both groups included children and adolescents within similar age ranges, a detailed age-based stratification could not be established, and only general age ranges were reported. Therefore, future research is recommended to conduct standardization studies across different ability levels and age groups.

Declaration: The present study was produced from the first author's doctoral dissertation, entitled "The Examination of Gifted Children in Terms of Psychological, Social, and Emotional Characteristics" completed under the supervision of the second author.

REFERENCES

- Akdeniz, H., & Alpan, G. (2022). Özel yetenekli öğrencilerde duygusal zekânın incelenmesi. *Milli Eğitim Dergisi*, 51(235), 1901-1916. <https://doi.org/10.37669/milliegitim.910546>
- Arah, O. A., Hoekstra, J. B., Bos, A. P., & Lombarts, K. M. (2011). New tools for systematic evaluation of teaching qualities of medical faculty: results of an ongoing multi-center survey. *PloS One*, 6(10), e25983
- Arias, J., Soto-Carballo, J.G. & Pino-Juste, M.R. (2022). Emotional intelligence and academic motivation in primary school students. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 35, 14. <https://doi.org/10.1186/s41155-022-00216-0>
- Bar-On, R. (2006). The Bar-On model of emotional-social intelligence (ESI). *Psicothema*, 18(Suppl), 13–25.
- Bar-On, R., Tranel, D., Denburg, N., & Bechara, A. (2003). Exploring the neurological substrate of emotional and social intelligence. *Brain*, 126(8), 1790-1800. DOI: 10.1093/brain/awg177
- Berk, R. A. (1978). Empirical evaluation of formulae for correction of item-total point-biserial correlations. *Educational and Psychological Measurement*, 38(3), 647-652. <https://doi.org/10.1177/001316447803800305>
- Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. Ankara: Pegem A.
- Dağlı, A. ve Baysal, N. (2016). Yaşam Doyumu Ölçeğinin Türkçe'ye uyarlanması: Geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(59), 1250-1262.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 171–175.
- Furnham, A. (2016). The relationship between cognitive ability, emotional intelligence and creativity. *Psychology*, 7(2), 193–197. <https://doi.org/10.4236/psych.2016.72021>
- Gardner, H. (1983). *Frames of mind: A theory of multiple intelligences*. New York, NY: Basic Books.
- Gardner, H. (2006). *Multiple intelligences: New horizons in theory and practice*. New York, NY: Basic Books.
- Goleman, D. (1995). *Emotional intelligence*. New York: Bantam Books.
- Gündüz, B. (2013). Emotional intelligence, cognitive flexibility and psychological symptoms in pre-service teachers. *Educational Research and Reviews*, 8(13), 1048–1056. Doi: 10.5897/ERR2013.1493
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. New York: Oxford University Press.
- Hoffmann, J. D., & McFarland, S. (2023). Creativity and emotional intelligence: A complementary pairing. In Z. Ivcevic, J. D. Hoffmann, & J. C. Kaufman (Eds.), *The Cambridge Handbook of Creativity and Emotions* (pp. 186–204). Chapter, Cambridge: Cambridge University Press.
- Kaya, F., Kanık, P., & Alkın, S. (2016). Üstün zekâlı ve yetenekli öğrencilerin duygusal zekâ ve iletişim becerileri düzeylerinin karşılaştırılması. *International Online Journal of Educational Sciences*, 8(1), 229-244. DOI: <http://dx.doi.org/10.15345/iojes.2016.01.018>
- Kırdök, O. (2004). *Olumlu ve Olumsuz Mükemmeliyetçilik Ölçeği geliştirme çalışması* (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Adana: Çukurova Üniversitesi (145988).
- Koçak, R., & İçmenoğlu, E. (2012). Üstün yetenekli öğrencilerin duygusal zekâ ve yaratıcılık düzeylerinin yaşam doyumlarını yordayıcı rolü. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi*, 4(37), 73-85.

- Köker, S. (1991) *Normal ve sorunlu ergenlerin yaşam doyumu düzeylerinin karşılaştırılması* (Yüksek Lisans Tezi). Ankara: Ankara Üniversitesi.
- Köksal, A., & Gazioglu, A. İ. (2007). Ergenlerde duygusal zekâ ile karar verme stratejileri arasındaki ilişki. *HAYEF Journal of Education*, 4(1), 133-146.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Orçan, F. (2018). Açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör analizi: İlk hangisi kullanılmalı? *Journal of Measurement and Evaluation in Education and Psychology*, 9(4), 413-421.
- Pekaar, K. A., Bakker, A. B., van der Linden, D., & Born, M. P. (2018). Self- and other-focused emotional intelligence: Development and validation of the Rotterdam Emotional Intelligence Scale (REIS). *Personality and Individual Differences*, 120, 222–233. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.08.045>
- Şahin, F., & Lee, J. (2016). General intelligence, emotional intelligence and academic knowledge as predictors of creativity domains: A study of gifted students. *Cogent Education*, 3(1). <https://doi.org/10.1080/2331186X.2016.1218315>
- Salovey, P., & Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition, and Personality*, 9(3), 185–211. doi:10.2190/DUGG-P24E-52WK-6CDG
- Sarıçam, H. (2024). *Üstün yetenekli çocukların psikolojik, sosyal ve duygusal özellikler açısından incelenmesi*. Yayınlanmamış doktora tezi. Edirne: Trakya Üniversitesi.
- Sarıçam, H., Adam Karduz, F. F., Özbey, A., Çelik, Z. (2017). Üstün zekâlı/yetenekli öğrenciler ile normal gelişim gösteren öğrencilerin duygusal zekâ düzeylerinin karşılaştırılması. *Siirt Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 5(10), 461-485.
- Sarıçam, H., & Çelik, İ. (2018). Rotterdam Duygusal Zekâ Ölçeğinin Türkçe versiyonunun geçerlik ve güvenirlik çalışması. *27th International Conference on Educational Sciences* (ss.1545-1548) içinde. Antalya, Türkiye. doi:10.13140/RG.2.2.12204.77445
- Sert, M., & Traş, Z. (2019). Ergenlerin duygusal zekâ düzeyleri ile öz-yeterlik algıları arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Manas Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(1), 1205-1220.
- Şahin, F., Özer, E. ve Deniz, M. E. (2016). Duygusal zekânın alana özgü yaratıcılığı yordama düzeyi: üstün zekâlı öğrenciler üzerinde bir inceleme. *Eğitim ve Bilim*, 41(183), 181-197.
- Şimşek, G. G., & Noyan, F. (2013). McDonald's ω , Cronbach's α , and generalized θ for composite reliability of common factors structures. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, 42(9), 2008–2025. <https://doi.org/10.1080/03610918.2012.689062>
- Tunca, A. (2022). Çocuk ve ergenlerde duygusal zekânın cinsiyete göre incelenmesi: Bir meta-analiz çalışması. *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20(02), 134-148.