

Çocuklar İçin Şema Ölçeği: Türk Kültürüne Uyarlama Çalışması

Bilge BAKIR AYGAR, Mersin Üniversitesi, ORCID ID: 0000-0002-5644-8424

Alim KAYA, İstanbul Kültür Üniversitesi, ORCID ID: 0000-0003-3395-4751

Öne Çıkanlar

- Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nin Türkçe uyarlaması gerçekleştirilmiştir.
- Ölçeğin yapı geçerliği Doğrulamalı Faktör Analizi (DFA) ile incelenmiştir.
- DFA sonucunda 11 faktörlü yapı doğrulanmıştır.
- Her bir alt boyut için test-tekrar test güvenirlik katsayıları hesaplanmış; orta ile yüksek düzeyde güvenirlik elde edilmiştir.
- Uyarlanan formun psikometrik özelliklerinin orijinal forma benzer olduğu bulunmuştur.

Öz

Bu araştırmada Rijkeboer ve Boo (2010) tarafından geliştirilen "Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nin Türk kültüründe psikometrik özelliklerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Araştırmanın çalışma grubunu 393 ortaokul öğrencisi oluşturmuştur. Elde edilen veriler doğrulamalı faktör analizi ile açıklanmaya çalışılmıştır. Yapılan analizler 11 alt boyut ve 40 maddeden oluşan Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nin faktör yapısının Türk kültüründe de benzer olduğunu göstermiştir. Ölçme aracındaki maddelerin faktör yükleri .17- .87, alt boyutlarının Cronbach alpha iç tutarlılık katsayılarının ise .44-.81 arasında değiştiği gözlenmiştir. Ölçme aracının uyum indeksleri incelendiğinde kabul edilebilir ve mükemmel uyum indekslerine yakın uyum istatistikleri olduğu görülmüştür. Bu sonuçlara göre Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nin faktör yapısının Türk kültüründe de benzer, geçerlik ve güvenirliklerinin kabul edilebilir düzeylerde olduğu ve çocukların erken dönem uyumsuz şemalarının belirlenmesinde kullanılabileceği söylenebilir.

Anahtar Kelimeler: Çocuklar için şema ölçeği, Erken dönem uyumsuz şemalar, Geçerlik, Güvenirlik, Şema terapi



İnönü Üniversitesi
Eğitim Fakültesi Dergisi
Cilt 26, Sayı 2, 2025
ss. 846-873
[DOI](#)
10.17679/inuefd.1609911

Makale Türü
Araştırma Makalesi

Gönderim Tarihi
30.12.2024

Kabul Tarihi
17.07.2025

Önerilen Atıf

Bakır Aygar, B. & Kaya, A. (2025). Çocuklar için şema ölçeği: Türk kültürüne uyarlama çalışması. *İnönü Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 26(2), 846-873. DOI: 10.17679/inuefd.1609911

Bu makale Mersin Üniversitesi, Eğitim Bilimleri Enstitüsü tarafından Ağustos 2023 tarihinde kabul edilen doktora tezinden üretilmiştir.



Content of this journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

1. Giriş

Yapılan araştırmalar; çocukluk döneminde maruz kalınan kötü muamele, istismar, fiziksel ve duygusal ihtiyaçların giderilmemesi ya da geç giderilmesi, yaşadıkları şiddet gibi durumların çocuğun ilerleyen yaşamında bazı olumsuz sonuçlara yol açtığını göstermiştir. Bu araştırmalar sonucunda kötü muameleyle uğramış çocukların düşük öz saygı, içsel motivasyon eksikliği ve yeterlilik algılarında bozulma (Kim ve Cicchetti, 2004), duygu düzenlemede zorluk yaşama (Maugham ve Cicchetti, 2002), uzun sürede hassas kişilik özellikleri sergileme (Rogosch ve Cicchetti, 2004) gibi durumlar yaşadıklarını göstermiştir. Aynı zamanda yetersiz bakım ve güvenli bağlanmanın olmaması çocuklarda olumsuz benlik imajı ile ilişkili bulunmuştur (Cicchetti, 1991).

Young ve arkadaşları tarafından ileri sürülen bilişsel şemaların psikopatolojinin ortaya çıkmasında ve gelişmesinde önemli bir role sahip olduğu şema terapinin temel ilkesidir (Young, 1994; Young ve diğerleri, 2003). Şema terapiye göre bireyler şemalar ile deneyimlerini yapılandırabilir, kişisel gerçekliklerini oluşturabilir, benlik, diğerleri ve dünya hakkında kendi temsillerini oluşturabilirler (Rijkeboer ve Boo, 2010). Young (1994), çocukluk ve ergenlik döneminde ebeveynlerle ya da bakım verenlerle yaşanan olumsuz deneyimlerin doğuştan gelen mizaça etkileşime girmesiyle işlevsiz düşünme, hissetme ve davranma biçimlerine yol açabileceğini ileri sürmektedir.

Young ve arkadaşları (2003), yaşamın erken döneminde karşılanmamış ya da engellenmiş duygusal ihtiyaçlardan (bu ihtiyaçların karşılanıp karşılanmaması veya nasıl karşılandığı) elde edilen bilginin şemalarda saklandığını ve bu şemaların psikopatoloji riskini arttırdığını ileri sürmüştür. Bu nedenle Young bu şemalara “erken dönem uyumsuz şemalar” adını vermiştir. Erken dönem uyumsuz şemalar, bireyin kendisi ve başkalarıyla olan ilişkisine dair anılar, duygular, bilişler ve bedensel duyumlardan oluşan geniş ve yaygın bir tema ya da örüntü olarak tanımlanmaktadır (Young ve diğerleri, 2003). Bu şemaların çocukluk ve ergenlik döneminde gelişen ve kişinin yaşamı boyunca işlenen kalıcı, çarpıtılmış ve işlevsiz biliş örüntülerini temsil ettiği varsayılmaktadır (Young, 1994; Young ve diğerleri, 2003).

Yetişkinlerde erken dönem uyumsuz şemaların kişilik bozuklukları ve çeşitli psikolojik semptomlarla ilişkili olduğu yapılan çeşitli araştırmalarda gösterilmiştir (Ball ve Cecero, 2001; Petrocelli ve diğerleri, 2001; Cecero ve diğerleri, 2004). Yetişkinlerde erken dönem uyumsuz şemaları tanımlamak için Young Şema Ölçeği kullanılmaktadır. Young Şema Ölçeği’nin yapısıyla ilgili sonuçlar farklı araştırmalarda bazı değişiklikler gösterse de on beş erken dönem uyumsuz şema tanımlanmıştır (Lee, Taylor ve Dunn, 1999; Rijkeboer ve van den Bergh, 2006; Schmidt ve diğerleri, 1995; Stopa ve diğerleri, 2001). Young Şema Ölçeği kullanılarak ergenlerde de erken dönem uyumsuz şemalar araştırılmıştır (Lumley ve Harkness, 2007; Muris, 2006; Van Vlierberghe ve Braet, 2007; Simard ve diğerleri, 2011). Van Vlierberghe ve diğerleri (2010) tarafından yapılan çalışmalarda orijinal maddelerden bazıları ergenlik yaşam deneyimlerine uyacak şekilde yeniden ifade edilmiştir (örneğin, 'iş' 'okul' ile değiştirilmiştir). Yaptıkları çalışma yaş ortalaması 15 olan ergenler üzerinde uygulanmıştır.

Alan yazın incelendiğinde çocuklarda şemalar üzerinde yapılan araştırmaların sınırlı olduğu gözlenmektedir. Stallard ve Rayner (2005) Young Şema Ölçeği’nin çocuk versiyonunu geliştirmişlerdir. On beş erken dönem uyumsuz şemanın her biri için tek bir madde formüle edilmiş ve tüm erken dönem uyumsuz şemalar bir bağlamda yansıtılmaya çalışılmıştır. Stallard (2007) daha sonra 12 madde ile çocuk versiyonunun ayırt edici gücü ve istikrarlı olup olmadığını test etmiştir. Yapılan test tekrar test çalışmasında 6 aylık bir aralıkla 77 öğrenciye uygulanmış ve korelasyon katsayılarının düşük düzeyde olduğu görülmüştür ($r=0,27-0,54$). Bu ölçme aracının bir diğer sorunu ise her şemayı bir maddenin temsil etmesi erken dönem uyumsuz şemaların çoklu yönünü ortaya koyamaması olarak gösterilebilir. Ayrıca yaptıkları çalışmanın örneklemi 11 yaş üstü geç çocukluk veya ergenlik döneminde olan gençler oluşturmaktadır. Beckley (2002) de yaptığı araştırmada Young Şema Ölçeği’nin ergenlerin deneyimlerine göre revize edip 65

maddelik ergen formunu oluşturmuştur. 11-17 yaş aralığında toplam 705 ergen üzerinde yaptığı araştırma sonuçları, erken dönem uyumsuz şemaların kalıcılığı test-tekrar-test uygulaması yapılmadığı için belirlenememiştir. Ayrıca ergenlerden elde edilen Young Şema Ölçeği puanları ile psikopatoloji arasında orta düzeyde ilişki varken, belirli psikolojik bozukluk tipleri arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır (Beckley,2002).

Bu nedenle Rijkeboer ve Boo (2010) erken dönem uyumsuz şema boyutları için birden fazla madde temsili içeren, psikometrik özellikleri açısından geçerli ve güvenilir 8-13 yaşlarındaki (daha küçük yaşlardan başlayarak çocukları da kapsayan) bir ölçme aracı geliştirmiştir. Yaptıkları araştırmada, ergenler ve yetişkinler için geçerli olan erken dönem uyumsuz şemaların çocuklarda da tespit edilemeyeceği test edilmiştir. Daha sonra bu şemaların istikrarlı yapıları temsil edip etmediğini belirlemek için test-tekrar-test güvenilirliği hesaplanmıştır. Son olarak da erken dönem uyumsuz şemaların mizaç, depresif ve saldırgan ruh sağlığı ile ilişkisinin olup olmadığı incelenmiştir. Türkiye’de yapılan çalışmalara bakıldığında ise Güner (2013) 10-16 yaş arasındaki çocuk ve ergenler için “Erken dönem uyumsuz şema ölçekler takımı (ÇEŞÖT)” geliştirmiştir. ÇEŞÖT, beş ayrı ölçekten ve toplam 97 maddeden oluşan 15 faktörlü yapıyı açıklayan geçerliliği ve güvenilirliği kanıtlanmış bir ölçme aracıdır. Ancak ÇEŞÖT’ün 97 maddeden ve beş ayrı ölçekten oluşması ölçme araçlarının kullanışlılık ve ekonomiklik gibi pratik özellikleri açısından değerlendirildiğinde kullanımının zor olacağı düşünülebilir.

Şema terapinin temel varsayımlarından biri, şemaların erken çocukluk veya ergenlik döneminde geliştiği ve “toksik çocukluk deneyimleri”nden kaynaklandığıdır (Young, 1994). Dolayısıyla ergenlerde ve yetişkinlerde var olan işlevsiz ve uyum bozucu bu şemaların yaşamın daha erken dönemlerinde tespit edilmesi, uyumsuz doğasının açıklanması teorik açıdan önemlidir. Şemaların oluşumunda ebeveynlerin rolü düşünüldüğünde erken dönem uyumsuz şemaların yaşamın daha erken dönemlerinde belirlenebilmesinin, patolojinin önüne geçilip geçilemeyeceğinin sorgulanmasına da kaynaklık edebileceği düşünülmektedir. Tüm bu nedenlerle bu araştırmanın amacı Çocuklar İçin Şema Ölçeği’nin Türk kültürüne uyarlama çalışmasının yapılmasıdır.

2. Yöntem

2.1. Çalışma Grubu

Çocuklar için Şema Ölçeği Türkçe uyarlama çalışması kapsamında Mersin il Milli Eğitim Müdürlüğüne bağlı ortaokullarda eğitim gören 393 öğrenci, çalışma grubunu oluşturmaktadır. Çalışma grubunun %57’si kız %43’ü ise erkek, %28’i 5.sınıfta, %18,1’i 6.sınıfta, %18,3’ü 7.sınıfta ve %35,6’sı ise 8. sınıfta eğitim görmektedir. Kolay ulaşılabilir örnekleme yolu ile çalışma grubu oluşturulmuştur.

2.2. Veri Toplama Araçları

2.2.1. Çocuklar İçin Şema Ölçeği

Çocuklar İçin Şema Ölçeği 8-13 yaş çocukların erken dönem uyumsuz şemalarını belirlemek amacıyla Rijkeboer ve Boo (2010) tarafından geliştirilmiştir. Ölçme aracının orijinal hali 4’lü likert tipi olup 40 maddeden ve 11 alt boyuttan oluşmaktadır. Bu boyutlar yalnızlık, incinebilirlik, güvensizlik/suistimal edilme, kusurluluk, başarısızlık, onay arayıcılık, yüksek standartlar, kendini feda, iç içe geçme/gelişmemiş benlik, hak görme/büyükleme, yetersiz özdenetimdir. 11 alt boyuttan oluşan ölçme aracının madde faktör yükleri .46 ile .86 arasında değişmektedir. Orijinal formda yer alan alt boyutların test tekrar test güvenilirlik katsayısı $r=0.53$ ile $r=0.79$ arasında değişmektedir.

Çocuklar İçin Şema Ölçeği’nde, Young Şema Ölçeği’ndeki 15 şema alanını temsil eden maddelerin bazıları başka bir boyutta kümelenmiştir. Dolayısıyla Rijkeboer ve Boo (2010), yaptıkları çalışmada aslında tüm şema alanlarının temsil edildiğini ifade etmiştir. Örneğin Young

Şema Ölçeği'nde olan "duygusal yoksunluk" ve "sosyal izolasyon" şemaları Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nde "yalnızlık" boyutunda temsil edilmiştir. "Terk edilme" ve "incinebilirlik" şemaları ise ÇŞÖ'nde "incinebilirlik" boyutunda ifade edilmiştir. Son olarak da "boyun eğme", "iç içe geçme/bağımlılık" ve "duyguları bastırma" ise "onay arayıcılık" boyutunda temsil edilmiştir.

2.3. İşlem

Araştırma öncesinde Mersin Üniversitesi Sosyal ve Beşeri Bilimler Etik Kurulu'ndan çalışmanın etik açıdan uygunluğuna dair belge alınmış ve çalışma 29/03/2022-131 sayılı izin ile yürütülmüştür. Ölçek önce araştırmacılar tarafından Türkçeye çevrilmiş daha sonra ölçek öncelikli olarak hem Türkçeye hem de İngilizceye hâkim olan 8 uzman (4 kişi psikolojik danışma ve rehberlik alanından 4 kişi İngilizce alanından) tarafından ileri çeviri deseni benimsenerek birbirinden bağımsız olarak İngilizceden Türkçeye çevrilmiştir. Uzmanlar tarafından yapılan çeviriler araştırmacı tarafından yapılan çeviri ile karşılaştırılmış söz konusu maddeyi en iyi ifade ettiği düşünülen çeviriler benimsenerek ölçeğin Türkçe formu oluşturulmuştur. Ölçeğin Türkçe formu psikolojik danışma ve rehberlik alanından 2, ölçme ve değerlendirme alanından 2 uzmanın görüşü alınarak hem dil ve anlatım hem de kültürel uygunluk açısından gözden geçirilerek ölçeğin denemelik Türkçe formu oluşturulmuştur. Türkçe ve İngilizce form arasındaki ilişkiyi ortaya koyan çeviri eşdeğerliğine iyi düzeyde İngilizce bilen ortaokul öğrencisi bulunamadığından incelenememiştir.

2.4. Verilerin Toplanması ve Analizi

Araştırma kapsamında veriler çevirim içi ortamlarda (Google forms) ortaokul öğrencilerinden gönüllülük esasına dayalı olarak toplanmıştır. Veriler SPSS 20.0 ve Lisrel 8.1 paket programı ile analiz edilmiştir. Ölçme aracının uyarlanması kapsamında kapsam geçerliği için düzeltilmiş kappa değerleri, yapı geçerliği için doğrulayıcı faktör analizi çalışması yapılmıştır. Güvenirlik çalışması için ise Cronbach Alpha iç tutarlılık katsayısı ve test-tekrar-tekrar güvenirliliği hesaplanmıştır. Doğrulayıcı faktör analiz çok değişkenli bir istatistik olduğu için temel varsayımlar test edilmiştir.

Verilerin analizine geçilmeden önce doğrulayıcı faktör analizi kapsamında örneklem büyüklüğü, kayıp değerler, normallik, doğrusallık, çoklu doğrusallık ve teklik ve son olarak da uç değerler gibi varsayımların test edilmesi gerekir (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2014). Uç değer analizi için tek yönlü uç değerler kutu grafiği (boxplots) ve z değeri (-3 ile +3) incelenmiş olup 7 uç değer analizden çıkarılmıştır. Çok yönlü uç değerler için Mahalanobis uzaklığı hesaplanmıştır. Her denek için ki-kare değeri $X^2 = 55,76$ bulunmuş olup bu değer üzerinde herhangi bir denek bulunmamıştır.

3. Bulgular

Bu başlık altında Türk kültürüne uyarlanan Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nin geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları sunulmuştur.

3.1. Geçerlik Çalışmaları

3.1.1. Kapsam Geçerliği

Kapsam geçerliği, bir testin ya da ölçme aracının ölçmek istediği davranış evrenini ne kadar iyi temsil ettiğini (davranış örnekleminin seçildiği) belirlemek için kullanılmaktadır (Cohen ve Swerdlik, 2010). Uzman kanısına dayalı çalışmalar özünde nitel çalışmalardır. Kapsam geçerlik oranları ve kapsam geçerlik indeksleri bu nitel çalışmaları istatistiksel nicel çalışmalara dönüştürmek amacıyla kullanılan bir yöntemdir (Yurdugül, 2005). Kapsam geçerliğinin belirlenmesi için yapılacak hesaplamalarda nesnel sonuçlar elde edilebilmek için uzmanların niteliği ve sayısı önemlidir. Alan yazınında uzman sayısının 5-40 arasında olması gerektiği belirtilmiştir. (Ayre ve Scally, 2014; Lawshe, 1975; Veneziano ve Hooper, 1997; Wilson, ve diğ., 2012). Bu doğrultuda ölçme aracı uyarlanırken psikolojik danışmanlık ve rehberlik alanında

uzman kişi 10 tarafından ölçme aracına ilişkin görüşleri alınmıştır. Uzmanlardan elde edilen görüşler doğrultusunda maddelerin kapsam geçerlik oranları (KGO) ve kapsam geçerlik indeksleri (KGİ) düzeltilmiş kappa tekniğine dayalı olarak hesaplanmıştır. Uyarlama çalışması kapsamında kapsam geçerlik oranları hesaplaması Microsoft Excel 2013 programı ile yapılmıştır. Maddelere ilişkin KGO ve KGİ değerleri Tablo-1 verilmiştir.

Tablo 1.

Maddelerin kapsam geçerlik oranları

Maddeler	KGO	Maddeler	KGO
1	0,79*	21	0,90*
2	0,90*	22	0,90*
3	0,66*	23	0,66*
4	0,66*	24	0,79*
5	0,79*	25	0,66*
6	0,66*	26	0,79*
7	0,79*	27	0,89*
8	0,90*	28	0,79*
9	0,90*	29	0,79*
10	0,90*	30	0,79*
11	0,79*	31	0,90*
12	0,79*	32	1,00*
13	0,79*	33	0,90*
14	1,00*	34	0,90*
15	1,00*	35	0,79*
16	0,79*	36	0,79*
17	0,90*	37	0,79*
18	0,79*	38	0,90*
19	1,00*	39	0,79*
20	0,90*	40	0,90*
KGİ=0,62			

Kapsam geçerlik indeksi (KGİ), =0,05 düzeyinde anlamlı olan ve nihai forma alınacak maddelerin toplam KGO ortalamaları üzerinden elde edilmektedir. Kapsam geçerlik indeksi tablosu (Tablo-1) incelenerek araştırma kapsamında KGİ değeri 10 uzman için $\alpha=0.05$ anlamlılık düzeyinde 0.62 olarak hesaplanmıştır (Veneziano ve Hooper, 1997, Yurdugül, 2005). Tüm maddeler için uzmanlardan gelen değerlendirmeler doğrultusunda KGİ 0.66 ile 1.00 arasında değişmektedir. Bu bağlamda hesaplanan değerler asgari değerden yüksek olduğu için uzmanlar arasında uyum olduğuna karar verilmiştir.

3.1.2. Yapı Geçerliği

Doğrulamalı faktör analizi, ölçme aracı ile maddeleri arasında bir ilişkinin olduğu, faktörlerin ve faktörlerin altındaki maddelerin belirlendiği durumlarda kullanılan bir analiz tekniğidir (Bandalos ve Finney, 2010, Kline, 2011). Uyarlama çalışmalarında yapının bilinmesi sebebiyle kendi kültürümüze uygunluğunu belirlemek amacıyla var olan modelin test edilmesi için doğrulamalı faktör analizi yapılmıştır.

Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nin özgün formunda belirtilen 11 boyutlu 40 maddeli yapısı doğrulayıcı faktör analizi ile sınanmıştır. DFA'nın uygulanmasında, uyum iyiliği indekslerinden ki-kare, RMSEA, SRMR, CFI, GFI, AGFI, NFI ve NNFI dikkate alınmıştır. Doğrulayıcı faktör analizine ilişkin uyum iyiliklerine ilişkin kriterler Tablo 2'de, Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nin hesaplanan uyum indeksleri Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 2.

Uyum iyilikleri ve kabul edilebilirlik sınırları

Uyum Ölçüsü	Mükemmel Uyum Ölçütü	Kabul Edilebilir Uyum Ölçütü	Kaynak
χ^2/sd	≤ 3	≤ 5	Sümer, 2000; Kline, 2005
RMSEA	≤ 0.06	≤ 0.08	Hu ve Bentler, 1999; Hooper, Coughlan ve Mullen, 2008
SRMR	≤ 0.05	≤ 0.10	Kline, 2005; Brown, 2007
CFI	≥ 0.95	≥ 0.90	Hu ve Bentler, 1999; Brown, 2007
GFI	≥ 0.95	≥ 0.90	Sümer, 2000; Hooper, Coughlan ve Mullen, 2008
AGFI	≥ 0.95	≥ 0.90	Sümer, 2000; Hooper, Coughlan ve Mullen, 2008
NFI	≥ 0.95	≥ 0.90	Sümer, 2000; Tabachnick ve Fidell, 2007
NNFI	≥ 0.95	≥ 0.90	Sümer, 2000; Tabachnick ve Fidell, 2007

Tablo 3.

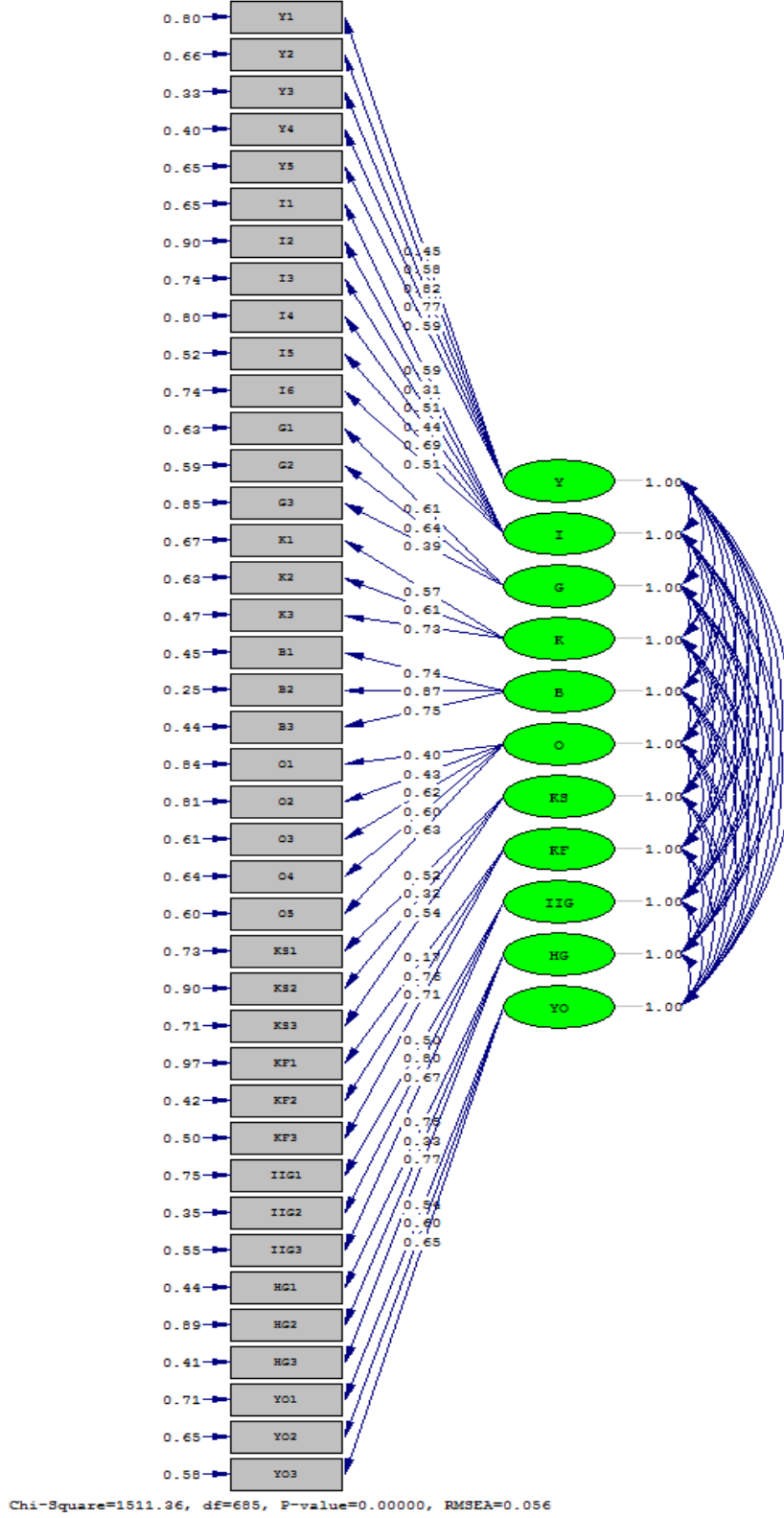
Doğrulayıcı faktör analizi

Model	χ^2/sd	RMSEA	SRMR	CFI	GFI	AGFI	NFI	NNFI
	2,20	0.056	0.066	0.95	0.84	0.80	0.92	0.95

Uyum indeksleri incelendiğinde model ve veri arasında mükemmel yakın uyum olduğu görülmektedir. χ^2/sd 'nin 3'ün altında olması RMSEA değerinin 0.05'e yakın olması CFI, NFI ve NNFI değerlerinin 0.95'in üstünde olması mükemmel uyum olduğunu göstermektedir. SRMR değeri kabul edilebilir standarttır. GFI ve AGFI değerleri ise Uzun, Gelbal ve Öğretmen (2010), önerdikleri uyum iyiliği standartlarında .80 ve üzeri kabul edilebilir sınır içerisinde. Tüm uyum iyiliği değerleri birlikte değerlendirildiğinde model veri uyumunun kabul edilebilir olduğu söylenebilir (Karaman, 2023). Model veri uyumunu gösteren standardize edilmiş doğrulayıcı faktör analizine ilişkin sonuçlar Şekil-1'de gösterilmiştir.

Şekil 1.

Standardize edilmiş DFA sonuçları (Y=Yalnızlık, I=İncinebilirlik, G=Güvensizlik/Suistimal edilme, K=Kusurluluk, B=Başarısızlık, O=Onay Arayıcılık, YS=Yüksek Standartlar, KF=Kendini Feda, IIG=İç içe geçme/gelişmemiş benlik, HG=Hak görme/büyükleme, YO=Yetersiz özdenetim)



DFA sonucu elde edilen path diagramı Şekil 1’de sunulmuştur. Tablo 4’te ise çizilen bu path diagrama ilişkin standardize edilmiş faktör yükü, t, çoklu korelasyon karesi ve hata değerleri sunulmuştur.

Tablo 4.

Çocuklar İçin Şema Ölçeği standardize edilmiş faktör yükü, t, çoklu korelasyon karesi ve hata değerleri

Madde	Standardize edilmiş faktör yükü	T	R ²	Hata	Madde	Standardize edilmiş faktör yükü	T	R ²	Hata
M1	.45	8.75*	.20	.80	M21	.40	7.79*	.16	.84
M2	.58	11.94*	.34	.66	M22	.43	8.46*	.19	.81
M3	.82	18.62*	.67	.33	M23	.62	12.82*	.39	.61
M4	.77	17.23*	.60	.40	M24	.60	12.36*	.36	.64
M5	.59	12.05*	.35	.65	M25	.63	13.13*	.40	.60
M6	.59	11.88*	.35	.65	M26	.52	8.70*	.27	.73
M7	.31	5.88*	.09	.90	M27	.32	5.31*	.10	.90
M8	.51	10.01*	.26	.74	M28	.54	8.86*	.29	.71
M9	.44	8.53*	.20	.80	M29	.17	2.87*	.02	.97
M10	.69	14.49*	.48	.52	M30	.76	13.75*	.58	.42
M11	.51	9.95*	.26	.74	M31	.71	12.92*	.50	.50
M12	.61	11.44*	.37	.63	M32	.50	9.04*	.25	.75
M13	.64	12.08*	.41	.59	M33	.80	13.74*	.65	.35
M14	.39	7.06*	.15	.85	M34	.67	11.79*	.45	.55
M15	.57	10.94*	.33	.67	M35	.75	13.08*	.56	.44
M16	.61	11.75*	.37	.63	M36	.33	5.88*	.11	.89
M17	.73	14.35*	.53	.47	M37	.77	13.35*	.59	.41
M18	.74	16.33*	.55	.45	M38	.54	10.12*	.29	.71
M19	.87	20.36*	.75	.25	M39	.60	11.30*	.35	.65
M20	.75	16.53*	.56	.44	M40	.65	12.37*	.42	.58

Tablo 4’te yer alan bütün t değerleri manidar olup ($t > 2,56$; $p < 0,01$) ölçme aracında yer alan maddeler, özelliğe sahip olanla sahip olmayana iyi düzeyde ayırt etmektedir. Tablo incelendiğinde faktör yükleri .17 ile .87 arasında değişmektedir. Bunlara ek olarak, maddelerin çoklu korelasyon karesi değerleri .02 ile .75; hata değerleri ise .25 ve .97 arasında değişmektedir.

Tablo 4 incelendiğinde maddelerin faktör yükleri, t değerinin anlamlılığı yapının Türk kültürü için de geçerli olduğunu ve doğrulandığını göstermektedir. Çocuklar İçin Şema Ölçeği’nin ortaokul öğrencileri için kullanılabilecek geçerli bir ölçme aracı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

3.2. Güvenirlik Çalışması

Çocuklar için şema ölçeğinin alt boyutlarının iç tutarlılık katsayısı yalnızlık boyutu için $\alpha=.76$, incinebilirlik boyutu için $\alpha=.67$, güvensizlik/suistimal edilme boyutu için $\alpha=.56$, kusurluluk boyutu için $\alpha=.66$, başarısızlık boyutu için $\alpha=.81$, onay arayıcılık boyutu için $\alpha=.65$, katı standartlar boyutu için $\alpha=.44$, kendini feda boyutu için $\alpha=.53$, iç içe geçme/gelişmemiş benlik boyutu için $\alpha=.67$, hak görme/büyükleme boyutu için $\alpha=.62$, yetersiz özdenetim boyutu için $\alpha=.61$ olarak hesaplanmıştır.

3.2.1. Test-tekrar-test Güvenirliği

Çocuklar için şema ölçeği, test-tekrar test güvenirliliğinin hesaplanması amacıyla 2 hafta arayla 65 ortaokul öğrencisine uygulanmıştır. İlk ve son uygulamalardan ölçme aracından elde edilen alt boyutların puanları arasındaki Pearson Korelasyon Katsayısı hesaplanmıştır. Analiz sonucuna ilişkin bulgular Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5.

Test-tekrar test güvenirlilik katsayıları

Faktörler	r^2	Orijinal r^2	Formun r^2
Yalnızlık	.58		.68
İncinebilirlik	.58		.79
Güvensizlik/Suistimal Edilme	.65		.67
Kusurluluk	.41		.53
Başarısızlık	.58		.65
Onay Arayıcılık	.40		.75
Katı Standartlar	.42		.74
Kendini Feda	.58		.61
İç İçe Geçme/Gelişmemiş Benlik	.78		.62
Hak görme/Büyükleme	.48		.68
Yetersiz Özdenetim	.49		.63

Yalnızlık boyutunun ilk ve son uygulama arasındaki korelasyon katsayısı $r=.58$ ($p<.01$), incinebilirlik alt boyutunun ilk ve son uygulama arasındaki korelasyon katsayısı $r=.58$ ($p<.01$) olarak hesaplanmıştır. Güvensizlik/suistimal edilme boyutu için $r=.65$ ($p<.01$), kusurluluk boyutu için $r=.41$ ($p<.01$) olarak hesaplanmıştır. Başarısızlık alt boyutunun ilk ve son uygulama arasındaki korelasyon katsayısı $r=.58$ ($p<.01$), onay arayıcılık alt boyutu için ise $r=.40$ ($p<.01$) olarak hesaplanmıştır. Katı standartlar alt boyutunun korelasyon katsayısı $r=.42$ ($p<.01$), kendini feda alt boyutunun ise $r=.58$ ($p<.01$) olarak hesaplanmıştır. İç içe geçme/gelişmemiş benlik alt boyutunun ilk ve son uygulama arasındaki korelasyon katsayısı $r=.78$ ($p<.01$), hak görme/büyükleme alt boyutunun ilk ve son uygulama arasındaki korelasyon katsayısı $r=.48$ ($p<.01$) son olarak yetersiz özdenetim alt boyutunun ise $r=.49$ ($p<.01$) olarak hesaplanmıştır. Ölçme aracının ölçtüğü niteliğin yapısı gereği korelasyon katsayılarının kabul edilebilir düzeylerde olduğu söylenebilir. 11 alt boyutun 9'unun orta düzeyde 2'sinin ise yüksek düzeyde korelasyon gösterdiği söylenebilir. Ölçeğin orijinal formunda da benzer katsayıların elde edildiği görülmüştür ($r=.53$ ile $r=.79$ arasında değişmektedir).

Test-tekrar-test güvenilirliği ölçme aracının kararlılığına ilişkin bir güvenilirlik yöntemidir. Ölçülen yapının özelliğinden dolayı kararlı bir yapı sunmadığı söylenebilir (Stallard, 2007; Beckley, 2002).

4. Tartışma, Sonuç ve Öneriler

Araştırma sonucunda Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nin Türk kültüründe de benzer yapıyı ve psikometrik nitelikleri sergilediği görülmüştür. Doğrulamalı faktör analizi sonucunda 11 alt boyutlu 40 maddeden oluşan ölçme aracının yapısı uyum indeksleri çerçevesinde doğrulanmıştır. "Elimden gelenin en iyisini yapmadığımı düşündüğümde kendimi çok kötü hissedirim" maddesi hariç tüm maddelerin madde faktör yükleri anlamlıdır. Ölçme aracının uyarlama çalışmalarında yapının olabildiğince korunması, madde kaybının yaşanmaması önerilmektedir. Bu sebeple bahsedilen madde ölçme aracından çıkarılmamıştır. Avrupa Değerler Çalışması verilerindeki ölçme eşdeğerliğini inceleyen araştırmalarda, özellikle Türkiye'den toplanan verilerdeki tepki örüntülerinin diğer Avrupa ülkelerinden farklı olduğu yönünde bilgiler bulunmaktadır (Kankaras ve Moors, 2009). Bu durum maddenin Türk kültüründe çalışmamasını açıkladığı düşünülmektedir. Sonuç olarak ölçeğin orijinal formuna benzer sonuçlar elde edilmiştir. Faktör yükleri (1 madde hariç), iç tutarlılık katsayıları, test-tekrar-test güvenilirlik katsayıları ölçeğin orijinal formuyla büyük oranda benzerlik göstermektedir.

Ölçekte yer alan bir maddenin faktör yükü düşük olmasına rağmen ölçekten çıkarmama yoluna gidilmiştir. Uzman kanısına dayalı kapsam geçerlik oranı incelendiğinde maddenin kapsam geçerlik oranının hesaplanan kapsam geçerlik indeksinden yüksek olması ve uyarlama çalışmalarında madde çıkarmanın ölçülen yapıyı bozacağı düşüncesi (Yalçın, 2021) ile madde ölçme aracından çıkarılmamıştır.

Ölçeğin iç tutarlılık katsayıları değerlendirildiğinde üç boyutun görece düşük olduğu gözlenmekle birlikte diğer boyutlar kabul edilebilir düzeyin üzerindedir. Erken dönem uyumsuz şemaların yetişkinler için Türk kültürüne uyarlanan formunda .53 iç tutarlılık katsayısına sahip boyutların orta düzeyde güvenilirliğe sahip olduğu şeklinde raporlandığı görülmüştür (Soygüt, Karaosmanoğlu ve Çakır, 2009). Bu durum ölçülen yapının karmaşıklığı ve kültürel değişkenlerden etkilendiği şeklinde değerlendirilebilir.

Tüm bu sonuçlar değerlendirildiğinde çocuklarda da (bazı şema alanları farklılık gösterse de) ergenler ve yetişkinlere benzer şemaları gösterdiği anlamına gelmektedir. Aslında Young ve arkadaşlarının (2003) şema terapi modelinin temel varsayımlarını destekleyen bir sonuç bulunmuştur. Bu durum uyumsuz şemaların yaşamın erken döneminde geliştiğine dair kanıt niteliği şeklinde yorumlanabilir.

Rijkeboer ve Boo'nun (2010) Çocuklar İçin Şema Ölçeği ile ortaya koyduğu şema alanları, Young'ın (2003) kuramsal olarak ortaya koyduğu şema alanlarının tamamını açıklamamaktadır. Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nin orijinal formunda sosyal izolasyon şema boyutunun tek başına açıklanamamasının nedeninin aslında sosyal izolasyon şemasının yaşamın erken döneminde ortaya çıkan bir şema olmadığı sosyalleşme ile birlikte ergenlikten sonra ortaya çıkmasından kaynaklı olduğu düşünülebilir. Ayrıca duyguları bastırma şemasının 8-13 yaş çocuklarda açıklanamamasının nedenleri düşünüldüğünde, duyguları bastırmanın yaşamın ilerleyen dönemlerinde öğrenilmiş bir yetişkin eylemi olduğu söylenebilir. Çocuklar için duyguları ifade etmenin yetişkinlere göre daha kolay olduğu, henüz duyguların sansürlenmesi gerektiğine dair deneyimlerinin olmaması nedeniyle bu şema boyutunun açıklanamadığı söylenebilir.

Araştırma kapsamında Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nin uyarlama çalışması 8-13 yaş aralığındaki klinik olmayan örneklem grubunda yapılmıştır. Bu araştırmanın sınırlılıklarından biri olabilir. Çünkü Young (2003) şema terapi modeli psikopatoloji üzerine şekillenmiş ve temellenmiştir. Erken dönem uyumsuz şemalar işlevleri bozuk olmayan bireylerde görülse de genellikle işlev bozucudurlar ve klinik örneklemde daha sık ve şiddetli görülmektedir (Güner, 2013; Lumley ve Harkness 2007). Dolayısıyla bu ölçme aracının klinik olan gruplar üzerinde de

geçerlik ve güvenirlik çalışmaları yapılması önerilmektedir. Ayrıca test-tekrar-test güvenirlikleri kabul edilebilir olsa da istenen düzeyde değildir. Ölçme aracının kararlılığının orta düzeyde olması Stallard (2007) tarafından geliştirilen ölçme aracında da benzer şekilde kararlılığının yüksek korelasyon ilişkisi vermemesi ve Beckley'in (2002) test-tekrar-test güvenirliğine yer vermemesi benzer şekilde yorumlanabilir. Bunun sebebinin de 8-13 yaş grubunda kişiliğin değişken olması, şemaların henüz yerleşik hâle gelmemiş olması olarak yorumlanabilir. Ancak yine de bu yaş grubunda erken dönem uyumsuz şemaların belirlenmesi önleyici çalışmalar için önemli görülmektedir. Çocuklarda şemaların belirlenmesi henüz kararlı hâle gelmemiş bu yapıların kararlı hâle gelmesinin önüne geçmek için psiko-eğitimler düzenlenmesine, sağlıklı ebeveyn-çocuk ilişkisinin kurulmasına yönelik eğitimlere kaynaklık edeceği düşünülmektedir.

Son olarak şema alanlarını temsil eden farklı maddeler eklenerek Çocuklar İçin Şema Ölçeği'nin geçerlik ve güvenirlik çalışmaları yapılabilir. Bu araştırmada farklı bir kültürde geliştirilen ölçme aracı Türk kültürüne uyarlanmıştır. Ancak Türk kültürüne özgü yeni bir ölçme aracı geliştirilmesi sonraki çalışmalar için önerilebilir. Çünkü var olan ölçme aracında açıklanamayan bazı şema boyutlarının kültürel farklılıktan dolayı mı açıklanamadı, yoksa şemaların doğası gereği şemaların oluşması ve kategorize edilmesinin aslında çok iç içe olan bir süreç olmasından dolayı mı açıklanamadı? sorusuna da cevap niteliğinde olacağı düşünülmektedir. Ayrıca ölçme aracı alan yazınında kullanılırken sonuçlarının dikkatli yorumlanması önerilmekte olup klinik örneklemelerde geçerlik güvenirlik çalışmalarının tekrarlanması yararlı olacağı düşünülmektedir.

Etik Komite Onayı: Bu araştırma için Mersin Üniversitesi Sosyal ve Beşeri Birimler Etik Kurulu'ndan (29.03.2022-131) etik izin alınmıştır.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Yazarlar; bu makalenin araştırılması, yazarlığı ve yayımlanması için eşit düzeyde katkı sağlamışlardır.

Çıkar Çatışması: Araştırmada yazarlar arasında ya da diğer kişi, kurum, kuruluşlarla herhangi bir çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Finansal Destek: Herhangi bir finansal destek alınmamıştır.

Yapay Zekâ Kullanımı Bildirimi: Yazar (lar); bu makalenin araştırılması, yazarlığı ve yayımlanması için herhangi bir yapay zekâ aracından faydalanmamıştır. **(veya)** Yazar (lar), bu makalenin araştırılması, yazarlığı ve yayınlanması için yapay zekâ araç/araçlarından faydalanmamıştır.

Teşekkür: Çalışmaya katılan tüm katılımcılara teşekkür ederiz.

Kaynakça

- Ayre, C., & Scally A. J. (2014). Critical values for Lawshe's content validity ratio: revisiting the original methods of calculation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 47(1), 79–86.
- Ball, S. A., & Cecero, J. J. (2001). Addicted patients with personality disorders: Traits, schemas, and presenting problems. *Journal of Personality Disorders*, 15(1), 72-83.
- Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2010). *Factoranalysis: Exploratory and confirmatory*. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *The reviewer's guide to quantitative methods in the social sciences*, 93-114, Routledge.
- Beckley, K. (2002). *Factor structure of the Young Schema Questionnaire (short form) in a non-clinical adolescent sample*. [Unpublished doctoral dissertation]. Southampton University.
- Brown, C. M. (2007). *An empirical test of the nontraditional undergraduate student attrition model using structural equation modeling* (Doctoral dissertation, Ohio University).
- Cecero, J. J., Nelson, J. D., & Gillie, J. M. (2004). Tools and tenets of schema therapy: toward the construct validity of the early maladaptive schema questionnaire—research version (EMSQ-R). *Clinical Psychology & Psychotherapy: An International Journal of Theory & Practice*, 11(5), 344-357.
- Cicchetti, D. (1991). Fractures in the crystal: Developmental psychopathology and the emergence of self. *Developmental Review*, 11(3), 271-287.
- Cohen, R. J., Swerdlik, M. E., & Phillips, S. M. (1996). *Psychological testing and assessment: An introduction to test and measurement*. Mayfield Publishing Co.
- Güner, O. (2013). *10-16 yaş çocuk ve ergenler için erken dönem uyumsuz şema ölçekler takımı (Çeşöt)'nin geçerlik, güvenirlik ve norm çalışması*. [Doktora tezi, Marmara Üniversitesi]. YÖK Ulusal Tez Merkezi.
- Hooper, D., Coughlan, J. ve Mullen, M.R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Journal of Business Research Methods*, 6, 53-60.
- Hu, L. T. ve Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Kankaraş, M., & Moors, G. (2009). Measurement equivalence in solidarity attitudes in Europe: Insights from a multiple-group latent-class factor approach. *International Sociology*, 24(4), 557-579.
- Karaman, M. (2023). Keşfedici ve doğrulayıcı faktör analizi: Kavramsal bir çalışma. *Uluslararası İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 9(1), 47-63.
- Kim, J., & Cicchetti, D. (2004). A longitudinal study of child maltreatment, mother–child relationship quality and maladjustment: The role of self-esteem and social competence. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 32, 341-354.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). Guilford Press.
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personal Psychology*, 28(4), 563-575.
- Lee, C. W., Taylor, G., & Dunn, J. (1999). Factor structure of the schema questionnaire in a large clinical sample. *Cognitive Therapy and Research*, 23(4), 441-451.
- Lumley, M. N., & Harkness, K. L. (2007). Specificity in the relations among childhood adversity, early maladaptive schemas, and symptom profiles in adolescent depression. *Cognitive Therapy and Research*, 31(5), 639-657.
- Maughan, A., & Cicchetti, D. (2002). Impact of child maltreatment and interadult violence on children's emotion regulation abilities and socioemotional adjustment. *Child Development*, 73(5), 1525-1542.
- Muris, P. (2006). Maladaptive schemas in non-clinical adolescents: Relations to perceived parental rearing behaviours, big five personality factors and psychopathological

- symptoms. *Clinical Psychology & Psychotherapy: An International Journal of Theory & Practice*, 13(6), 405-413.
- Petrocelli, J. V., Glaser, B. A., Calhoun, G. B., & Campbell, L. F. (2001). Early maladaptive schemas of personality disorder subtypes. *Journal of Personality Disorders*, 15(6), 546-559.
- Rijkeboer, M. M., & de Boo, G. M. (2010). Early maladaptive schemas in children: Development and validation of the schema inventory for children. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 41(2), 102-109.
- Rijkeboer, M. M., van den Bergh, H., & Van den Bout, J. (2005). Stability and discriminative power of the Young Schema-Questionnaire in a Dutch clinical versus non-clinical population. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 36(2), 129-144.
- Rogosch, F. A., & Cicchetti, D. (2004). Child maltreatment and emergent personality organization: Perspectives from the five-factor model. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 32, 123-145.
- Schmidt, N. B., Joiner, T. E., Young, J. E., & Telch, M. J. (1995). The schema questionnaire: Investigation of psychometric properties and the hierarchical structure of a measure of maladaptive schemas. *Cognitive Therapy and Research*, 19, 295-321.
- Simard, V., Moss, E., & Pascuzzo, K. (2011). Early maladaptive schemas and child and adult attachment: A 15-year longitudinal study. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 84(4), 349-366.
- Stallard, P. (2007). Early maladaptive schemas in children: Stability and differences between a community and a clinic referred sample. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 14(1), 10-18.
- Stallard, P., & Rayner, H. (2005). The development and preliminary evaluation of a schema questionnaire for children (SQC). *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 33(2), 217-224.
- Stopa, L., Thorne, P., Waters, A., & Preston, J. (2001). Are the short and long forms of the Young Schema Questionnaire comparable and how well does each version predict psychopathology scores?. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 15(3), 253.
- Sümer, N. (2000). Yapısal Eşitlik Modelleri: Temel Kavramlar ve Örnek Uygulamalar. *Türk Psikoloji Yazıları*.
- Tabachnick, B.G. ve Fidell, L.S. (2007). *Using multivariate statistics*. (4th edition). Allyn & Bacon.
- Van Vlierberghe, L., Braet, C., Bosmans, G., Rosseel, Y., & Bögels, S. (2010). Maladaptive schemas and psychopathology in adolescence: On the utility of young's schema theory in youth. *Cognitive Therapy and Research*, 34, 316-332.
- Uzun, B. N., Gelbal, S., & Öğretmen, T. (2010). Tıms-s-r fen başarısı ve duyuşsal özellikler arasındaki ilişkinin modellenmesi ve modelin cinsiyetler bakımından karşılaştırılması. *Kastamonu Education Journal*, 18(2), 531-544.
- Van Vlierberghe, L., & Braet, C. (2007). Dysfunctional schemas and psychopathology in referred obese adolescents. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 14(5), 342-351.
- Veneziano L. & Hooper J. (1997). A method for quantifying content validity of health-related questionnaires. *American Journal of Health Behavior*, 21 (1), s. 67-70.
- Wilson, F. R., Pan, W., & Schumsky, D. A. (2012). Recalculation of the critical values for Lawshe's content validity ratio. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 45, 197-210.
- Yalçın, S. (2025, Nisan 17). Ölçek geliştirme ve uyarlama süreci bilgi notu [PDF]. Erişim linki. <https://egitim.ankara.edu.tr/wp-content/uploads/sites/347/2021/06/Olcek-Gelistirme-ve-Uyarlama.Bilgi-notu.-Doc.-Dr.-Seher-Yalcin.pdf>
- Young, J. E., Klosko, J. S., & Weishaar, M. E. (2003). *Schema therapy: A practitioner's guide*. Guilford Press.
- Young, J. E. (1994). *Cognitive therapy for personality disorders: A schema-focused approach*. Professional Resource Press/Professional Resource Exchange.

Yurdugöl, H. (2005). *Ölçek geliştirme çalışmalarında kapsam geçerliği için kapsam geçerlik indekslerinin kullanılması*. XIV. Ulusal Eğitim Bilimleri Kongresi, Denizli, Türkiye.

Schema Inventory For Children: Adaptation Study To Turkish Culture

Bilge BAKIR AYGAR, Mersin University, ORCID ID: 0000-0002-5644-8424

Alim KAYA, Istanbul Kültür University, ORCID ID: 0000-0003-3395-4751

Highlights

- The Schema Inventory for Children was adapted into Turkish.
- The construct validity of the scale was examined through Confirmatory Factor Analysis (CFA).
- CFA confirmed an 11-factor structure.
- Test-retest reliability coefficients were calculated for each sub-dimension, showing moderate to high reliability.
- The adapted form exhibited psychometric properties similar to the original version.

Abstract

The aim of this study was to examine the psychometric properties of the "Schema Scale for Children" developed by Rijkeboer and Boo (2010) in Turkish culture. The study group consisted of 393 secondary school students. The data obtained were explained by confirmatory factor analysis. The analyses showed that the factor structure of the Schema Scale for Children, which consists of 11 sub-dimensions and 40 items, is similar in Turkish culture. It was observed that the factor loadings of the items in the measurement tool varied between .17- .87, and the Cronbach's alpha internal consistency coefficients of the sub-dimensions varied between .44-.81. When the fit indices of the measurement tool were examined, it was seen that the fit statistics were acceptable and close to perfect fit indices. According to these results, it can be said that the factor structure of the Schema Scale for Children is similar in Turkish culture, its validity and reliability are at acceptable levels, and it can be used in determining children's early maladaptive schemas.

Keywords: Schema scale for children, Early maladaptive schemas, Validity, Reliability, Schema therapy



Inönü University
Journal of the Faculty of
Education
Vol 26, No 2, 2025
pp. 846-873
[DOI](#)
10.17679/inuefd.1609911

Article Type
Research Article

Received
30.12.2024

Accepted
17.07.2025

Suggested Citation

Bakır Aygar, B. & Kaya, A. (2025). Schema scale for children: adaptation study to Turkish culture, *Inönü University Journal of the Faculty of Education*, 26(2), 846-873. DOI: 10.17679/inuefd.1609911

This article is derived from his doctoral thesis accepted by Mersin University, Institute of Education Sciences in August, 2023.

1. Introduction

Previous research has demonstrated that adverse experiences during childhood, such as maltreatment, abuse, neglect, or delay in meeting physical and emotional needs, and exposure to violence can lead to various negative outcomes later in life. These studies have shown that children who have been subjected to maltreatment often experience low self-esteem, lack of intrinsic motivation, and impaired perceptions of competence (Kim & Cicchetti, 2004), difficulties in emotion regulation (Maughan & Cicchetti, 2002), and the development of sensitive personality traits over time (Rogosch & Cicchetti, 2004). Moreover, inadequate caregiving and insecure attachment have been found to be associated with the development of a negative self-image in children (Cicchetti, 1991).

Schema therapy, developed by Young and colleagues, is based on the premise that cognitive schemas play a central role in the emergence and development of psychopathology (Young, 1994; Young et al., 2003). According to schema theory, individuals structure their experiences, construct personal realities, and develop representations of the self, others, and the world through schemas (Rijkeboer & Boo, 2010). Young (1994) proposed that negative experiences with parents or caregivers during childhood and adolescence, in interaction with innate temperament, can lead to dysfunctional patterns of thinking, feeling, and behavior.

Young and colleagues (2003) suggested that schemas store information derived from unmet or blocked emotional needs experienced early in life. The degree to which these needs are fulfilled, and the manner in which they are addressed, influence the development of these schemas, which in turn increase the risk of psychopathology. Therefore, Young termed these cognitive patterns “early maladaptive schemas.” Early maladaptive schemas are defined as pervasive and broad patterns or themes comprised of memories, emotions, cognitions, and bodily sensations related to oneself and one’s relationships with others (Young et al., 2003). These schemas are believed to represent enduring, distorted, and dysfunctional cognitive patterns that develop during childhood and adolescence and persist throughout the individual’s life (Young, 1994; Young et al., 2003).

Numerous studies have demonstrated that early maladaptive schemas are associated with personality disorders and various psychological symptoms in adulthood (Ball & Cecero, 2001; Petrocelli et al., 2001; Cecero et al., 2004). The Young Schema Questionnaire (YSQ) is widely used to identify early maladaptive schemas in adults. Although different studies have produced slightly varying results regarding its structure, 15 early maladaptive schemas have been identified (Lee, Taylor, & Dunn, 1999; Rijkeboer & van den Bergh, 2006; Schmidt et al., 1995; Stopa et al., 2001). The YSQ has also been adapted to investigate early maladaptive schemas in adolescents (Lumley & Harkness, 2007; Muris, 2006; Van Vlierberghe & Braet, 2007; Simard et al., 2011). In studies conducted by Van Vlierberghe and colleagues (2010), some original items were rephrased to better reflect adolescent experiences (e.g., replacing “job” with “school”). Their research was conducted with adolescents with an average age of 15.

A review of the literature reveals that research on schemas in children remains limited. Stallard and Rayner (2005) developed a child version of the Young Schema Questionnaire. In their version, each of the 15 early maladaptive schemas was represented by a single item, aiming to reflect all schemas within a unified context. Subsequently, Stallard (2007) tested the distinctiveness and stability of the child version using 12 items. A test-retest study was conducted with 77 students over a six-month interval, revealing low correlation coefficients ($r = .27-.54$). A significant limitation of this tool is that representing each schema with a single item prevents the multidimensional nature of early maladaptive schemas from being fully captured. Furthermore, the sample consisted of individuals aged over 11, representing late childhood and adolescence.

Beckley (2002) revised the YSQ to reflect adolescent experiences and developed a 65-item adolescent version. This version was administered to 705 adolescents aged 11–17. However, due to the absence of a test-retest procedure, the stability of early maladaptive schemas could not be determined. Additionally, while moderate correlations were found between YSQ scores and overall psychopathology, no significant associations were detected between specific schema domains and specific psychological disorders (Beckley, 2002).

In response to these limitations, Rijkeboer and Boo (2010) developed a psychometrically valid and reliable measurement tool for children aged 8 to 13, including multiple items to represent each schema dimension. Their study examined whether early maladaptive schemas, previously validated in adolescents and adults, could also be identified in children. They also calculated test-retest reliability to assess the stability of the schemas and investigated the relationships between schemas and temperament, depression, and aggression.

In the Turkish context, Güner (2013) developed the “Early Maladaptive Schema Scales Set for Children and Adolescents (ÇEŞÖT)” for individuals aged 10 to 16. The ÇEŞÖT consists of five separate scales and a total of 97 items representing 15 schema domains, and its validity and reliability have been established. However, due to its extensive item pool and multi-scale structure, practical concerns arise regarding its feasibility and efficiency in everyday use.

One of the core assumptions of schema therapy is that schemas develop during early childhood or adolescence and stem from “toxic childhood experiences” (Young, 1994). Therefore, identifying dysfunctional and maladaptive schemas at earlier developmental stages and understanding their maladaptive nature is theoretically significant. Considering the role of parents in schema formation, the ability to identify early maladaptive schemas in younger children could provide insight into whether early intervention can prevent the development of future pathology.

In light of the aforementioned considerations, the present study aims to adapt the Schema Inventory for Children into Turkish culture.

2. Method

2.1. Study Group

The study group for the Turkish adaptation of the Schema Inventory for Children consists of 393 students enrolled in middle schools affiliated with the Mersin Provincial Directorate of National Education. Of the participants, 57% were female and 43% were male; 28% were in the 5th grade, 18.1% in the 6th grade, 18.3% in the 7th grade, and 35.6% in the 8th grade. The study group was selected using a convenience sampling method.

2.2. Data Collection Tools

2.2.1. Schema Inventory for Children (SIC)

The Schema Questionnaire for Children (SIC) was developed by Rijkeboer and Boo (2010) to identify early maladaptive schemas in children aged 8 to 13. The original version of the scale consists of 40 items across 11 subscales and is structured on a 4-point Likert-type scale. These subscales are: loneliness, vulnerability, mistrust/abuse, defectiveness, failure, submission, unrelenting standards, self-sacrifice, enmeshment, entitlement, and insufficient self-control. The factor loadings of the items across the 11 subscales range between .46 and .86. Test-retest reliability coefficients for the original subscales range from $r = .53$ to $r = .79$.

In the SIC, some items originally representing the 15 schema domains in the Young Schema Questionnaire (YSQ) were grouped under different dimensions. Rijkeboer and Boo (2010) noted that although the structure differs, all schema domains from the YSQ are represented in their scale. For instance, the schema domains of “emotional deprivation” and “social isolation” in the YSQ are combined under the “loneliness” dimension in the SIC. Similarly,

"abandonment" and "vulnerability to harm or illness" are combined under "vulnerability." Finally, the domains of "subjugation," "enmeshment/dependence" and "emotional inhibition" are represented under the "submission" dimension.

2.3. Procedure

Prior to conducting the study, ethical approval was obtained from the Ethics Committee of Social and Human Sciences at Mersin University (Approval Number: 29/03/2022–131). The original scale was first translated into Turkish by the researchers. Following this, eight experts, four from the field of psychological counseling and guidance and four from the field of English language independently, translated the scale from English to Turkish, adopting a forward translation design. The translations provided by the experts were compared with the researchers' version, and the most appropriate expressions for each item were selected to form the Turkish version of the scale.

The draft Turkish version of the scale was then reviewed by two experts in psychological counseling and guidance and two experts in educational measurement and evaluation to assess both the linguistic clarity and cultural appropriateness. Based on their feedback, the preliminary Turkish version of the scale was finalized. However, due to the unavailability of middle school students with a high level of English proficiency, the translation equivalence between the Turkish and English versions could not be examined.

2.4. Data Collection and Analysis

The data were collected online via Google Forms, based on the principle of voluntary participation among middle school students. The data were analyzed using SPSS 20.0 and LISREL 8.1 software packages. As part of the adaptation process of the scale, modified Kappa values were calculated for content validity, and Confirmatory Factor Analysis (CFA) was conducted to assess construct validity. For reliability analysis, Cronbach's alpha internal consistency coefficient and test-retest reliability were calculated. As CFA is a multivariate statistical method, basic assumptions were tested prior to conducting the analysis.

Before proceeding with the analysis, several assumptions related to CFA, including sample size, missing data, normality, linearity, multicollinearity, singularity, and outliers were examined (Çokluk, Şekercioğlu, & Büyüköztürk, 2014). For univariate outlier analysis, boxplots and standardized z-scores (between -3 and +3) were assessed, and 7 outliers were removed from the dataset. For multivariate outlier detection, Mahalanobis distance values were calculated. The critical chi-square value was found to be $X^2 = 55.76$, and no participant exceeded this threshold.

3. Results

This section presents the validity and reliability analyses of the Schema Inventory for Children adapted into Turkish culture.

3.1. Validity Studies

3.1.1. Content Validity

Content validity refers to the extent to which a test or measurement tool adequately represents the universe of behaviors it aims to measure (Cohen & Swerdlik, 2010). Expert judgment-based studies are essentially qualitative in nature. Content Validity Ratios (CVRs) and Content Validity Indexes (CVIs) are statistical methods used to transform these qualitative assessments into quantitative data (Yurdugül, 2005). In order to obtain objective results in content validity analyses, the expertise and number of experts consulted play a critical role. The literature suggests that the number of experts should range between 5 and 40 (Ayre & Scally, 2014; Lawshe, 1975; Veneziano & Hooper, 1997; Wilson et al., 2012).

Accordingly, during the adaptation of the scale, opinions were obtained from 10 experts in the field of psychological counseling and guidance. Based on the expert evaluations, the Content Validity Ratios (CVRs) and Content Validity Indexes (CVIs) for each item were calculated using the revised Kappa technique. The CVR and CVI calculations were conducted using Microsoft Excel 2013. The CVR and CVI values for each item are presented in Table 1.

Table 1.

Content Validity Ratios of the Items

Items	MCVR	Items	MCVR
1	0,79*	21	0,90*
2	0,90*	22	0,90*
3	0,66*	23	0,66*
4	0,66*	24	0,79*
5	0,79*	25	0,66*
6	0,66*	26	0,79*
7	0,79*	27	0,89*
8	0,90*	28	0,79*
9	0,90*	29	0,79*
10	0,90*	30	0,79*
11	0,79*	31	0,90*
12	0,79*	32	1,00*
13	0,79*	33	0,90*
14	1,00*	34	0,90*
15	1,00*	35	0,79*
16	0,79*	36	0,79*
17	0,90*	37	0,79*
18	0,79*	38	0,90*
19	1,00*	39	0,79*
20	0,90*	40	0,90*
CVI=0,62			

The Content Validity Index (CVI) is calculated based on the average CVR values of the items that are statistically significant at the $\alpha = 0.05$ level and are to be included in the final version of the scale. Upon examining the Content Validity Index Table (Table 1), the CVI threshold for 10 experts was calculated as 0.62 at the $\alpha = 0.05$ significance level (Veneziano & Hooper, 1997; Yurdugül, 2005). According to expert evaluations, the CVI values for all items in the study ranged between 0.66 and 1.00 given that all values exceeded the minimum threshold, it was concluded that there was sufficient agreement among experts.

3.1.2. Construct Validity

Confirmatory Factor Analysis (CFA) is a statistical technique used when the relationships between a measurement tool and its items are assumed, and the underlying factors and their associated items are specified (Bandalos & Finney, 2010; Kline, 2011). In adaptation studies, since the structure of the original scale is known, CFA is employed to test whether the model fits the cultural context of the target population.

In this study, the original structure of the Schema Questionnaire for Children, comprising 11 dimensions and 40 items, was tested through Confirmatory Factor Analysis. The following fit indices were considered in the CFA: Chi-square (χ^2), RMSEA, SRMR, CFI, GFI, AGFI, NFI, and NNFI.

The criteria for acceptable fit values in CFA are presented in Table 2, and the calculated fit indices for the Schema Questionnaire for Children are presented in Table 3.

Table 2.

Fit Indices and Acceptable Threshold Values

Fit Index	Excellent Fit Criterion	Acceptable Fit Criterion	Reference
χ^2/sd	≤ 3	≤ 5	Sümer, 2000; Kline, 2005
RMSEA	≤ 0.06	≤ 0.08	Hu ve Bentler, 1999; Hooper, Coughlan and Mullen, 2008
SRMR	≤ 0.05	≤ 0.10	Kline, 2005; Brown, 2007
CFI	≥ 0.95	≥ 0.90	Hu and Bentler, 1999; Brown, 2007
GFI	≥ 0.95	≥ 0.90	Sümer, 2000; Hooper, Coughlan and Mullen, 2008
AGFI	≥ 0.95	≥ 0.90	Sümer, 2000; Hooper, Coughlan and Mullen, 2008
NFI	≥ 0.95	≥ 0.90	Sümer, 2000; Tabachnick and Fidell, 2007
NNFI	≥ 0.95	≥ 0.90	Sümer, 2000; Tabachnick and Fidell, 2007

Table 3.

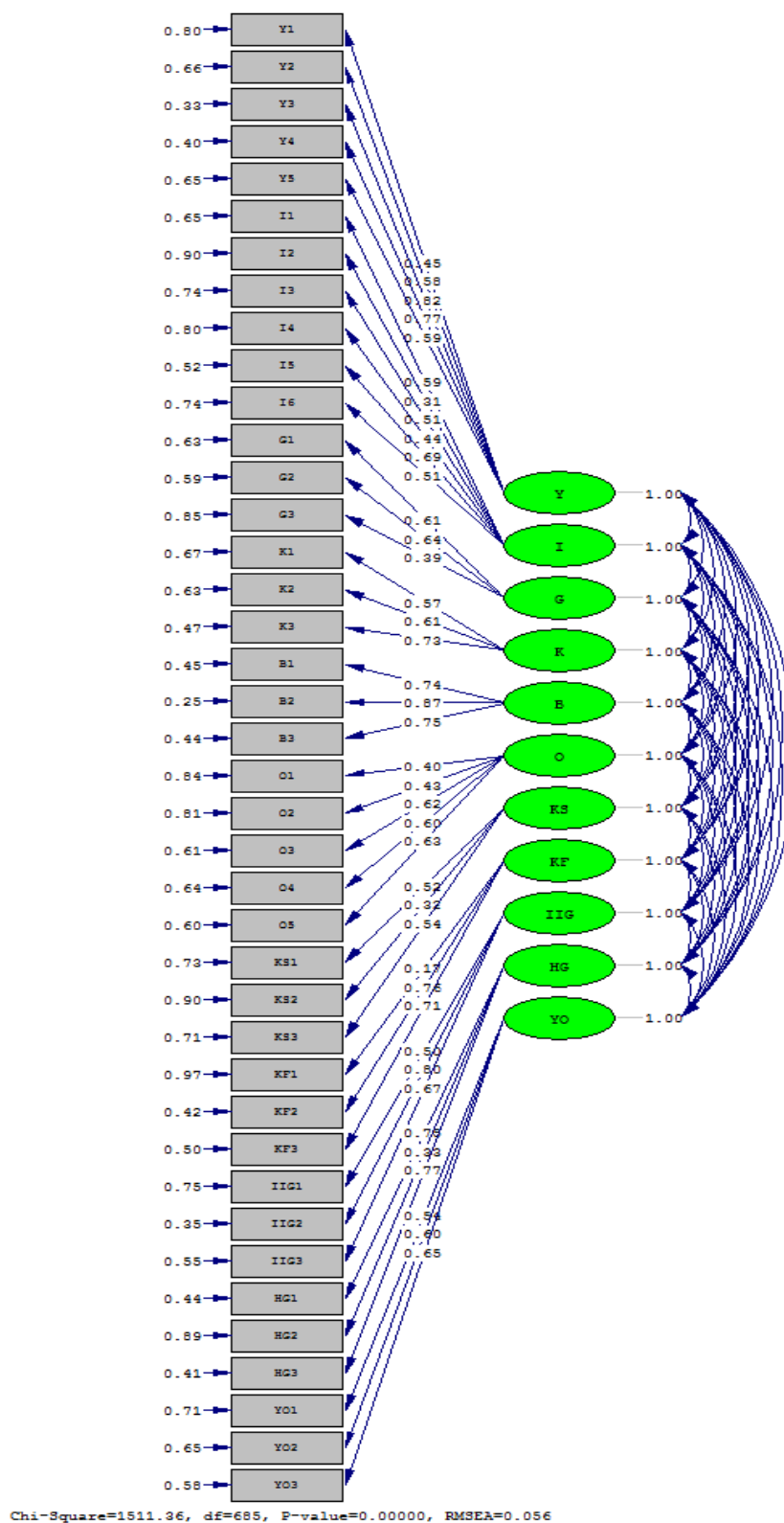
Confirmatory Factor Analysis

Model	χ^2/sd	RMSEA	SRMR	CFI	GFI	AGFI	NFI	NNFI
	2,20	0.056	0.066	0.95	0.84	0.80	0.92	0.95

An examination of the fit indices indicates a near-excellent fit between the model and the data. The chi-square to degrees of freedom ratio (χ^2/df) being below 3, the RMSEA value being close to 0.05, and the CFI, NFI, and NNFI values exceeding 0.95 all suggest excellent model fit. The SRMR value falls within the acceptable range. Although the GFI and AGFI values are below the ideal thresholds, they remain within the acceptable limits as proposed by Uzun, Gelbal, and Öğretmen (2010), who consider values of 0.80 and above acceptable. When all fit indices are evaluated collectively, it can be concluded that the model demonstrates an acceptable level of fit to the data (Karaman, 2023). The standardized confirmatory factor analysis results illustrating the model-data fit are presented in Figure 1.

Figure 1.

Standardized CFA Results (Y = Loneliness, I = Vulnerability, G = Mistrust/Abuse, K = Defectiveness, B = Failure, O = Submission, KS = Unrelated Standards, KF = Self-Sacrifice, IIG = Enmeshment, HG = Entitlement, YO = Insufficient Self-Control)



The path diagram obtained from the Confirmatory Factor Analysis (CFA) is presented in Figure 1. Table 4 displays the standardized factor loadings, *t*-values, squared multiple correlations (R^2), and error variances corresponding to the path diagram.

Table 4.

Standardized Factor Loadings, t-values, Squared Multiple Correlations, and Error Variances of the Schema Scale for Children

Item	Standardized Factor Loading	T	R^2	Error	Item	Standardized Factor Loading	T	R^2	Error
I1	.45	8.75*	.20	.80	I21	.40	7.79*	.16	.84
I2	.58	11.94*	.34	.66	I22	.43	8.46*	.19	.81
I3	.82	18.62*	.67	.33	I23	.62	12.82*	.39	.61
I4	.77	17.23*	.60	.40	I24	.60	12.36*	.36	.64
I5	.59	12.05*	.35	.65	I25	.63	13.13*	.40	.60
I6	.59	11.88*	.35	.65	I26	.52	8.70*	.27	.73
I7	.31	5.88*	.09	.90	I27	.32	5.31*	.10	.90
I8	.51	10.01*	.26	.74	I28	.54	8.86*	.29	.71
I9	.44	8.53*	.20	.80	I29	.17	2.87*	.02	.97
I10	.69	14.49*	.48	.52	I30	.76	13.75*	.58	.42
I11	.51	9.95*	.26	.74	I31	.71	12.92*	.50	.50
I12	.61	11.44*	.37	.63	I32	.50	9.04*	.25	.75
I13	.64	12.08*	.41	.59	I33	.80	13.74*	.65	.35
I14	.39	7.06*	.15	.85	I34	.67	11.79*	.45	.55
I15	.57	10.94*	.33	.67	I35	.75	13.08*	.56	.44
I16	.61	11.75*	.37	.63	I36	.33	5.88*	.11	.89
I17	.73	14.35*	.53	.47	I37	.77	13.35*	.59	.41
I18	.74	16.33*	.55	.45	I38	.54	10.12*	.29	.71
I19	.87	20.36*	.75	.25	I39	.60	11.30*	.35	.65
I20	.75	16.53*	.56	.44	I40	.65	12.37*	.42	.58

All *t*-values presented in Table 4 are significant ($t > 2.56$; $p < .01$), indicating that the items in the measurement tool successfully differentiate between individuals who possess the targeted characteristic and those who do not. As seen in the table, the factor loadings range from .17 to .87. In addition, the squared multiple correlation values of the items range from .02 to .75, while the error variances range from .25 to .97.

An examination of Table 4 reveals that the factor loadings and the significance of the *t*-values indicate that the construct is valid and confirmed for Turkish culture. These findings suggest that the Schema Scale for Children is a valid measurement tool that can be used with middle school students.

3.2. Reliability Study

The internal consistency coefficients (Cronbach's alpha) for the subscales of the Schema Scale for Children were calculated as follows: Loneliness subscale: $\alpha = .76$, Vulnerability subscale: $\alpha = .67$, Mistrust/Abuse subscale: $\alpha = .56$, Defectiveness subscale: $\alpha = .66$, Failure subscale: $\alpha = .81$, Submissiont subscale: $\alpha = .65$, Unrelenting Standards subscale: $\alpha = .44$, Self-Sacrifice subscale: $\alpha = .53$, Enmeshment subscale: $\alpha = .67$, Entitlement subscale: $\alpha = .62$, Insufficient Self-Control subscale: $\alpha = .61$.

3.2.1. Test-Retest Reliability

In order to assess the test-retest reliability of the Schema Scale for Children, the instrument was administered to 65 middle school students with a two-week interval. The Pearson correlation coefficients between the subscale scores obtained from the first and second administrations were calculated. The results of this analysis are presented in Table 5.

Table 5.

Test-Retest Reliability Coefficients

Factors	r^2	r^2 of the Original Form
Loneliness	.58	.68
Vulnerability	.58	.79
Mistrust/Abuse	.65	.67
Defectiveness	.41	.53
Failure	.58	.65
Submissiont	.40	.75
Unrelenting Standarts	.42	.74
Self- Sacrifice	.58	.61
Enmeshment	.78	.62
Entitlement	.48	.68
Insufficient self-control	.49	.63

The correlation coefficient between the first and second administrations for the Loneliness subscale was calculated as $r = .58$ ($p < .01$), and for the Vulnerability subscale, it was also $r = .58$ ($p < .01$). For the Mistrust/Abuse subscale, the correlation coefficient was $r = .65$ ($p < .01$), while for the Defectiveness subscale, it was $r = .41$ ($p < .01$). The Failure subscale's correlation between the two administrations was $r = .58$ ($p < .01$), and for the Submissiont subscale, it was $r = .40$ ($p < .01$). The correlation coefficient for the Unrelenting Standards subscale was $r = .42$ ($p < .01$), and for the Self-Sacrifice subscale, it was $r = .58$ ($p < .01$). The Enmeshment subscale showed a correlation coefficient of $r = .78$ ($p < .01$), the Entitlement subscale had $r = .48$ ($p < .01$), and the Insufficient Self-Control subscale was $r = .49$ ($p < .01$). Considering the nature of the construct measured by the scale, these correlation coefficients can be regarded as acceptable. Nine of the eleven subscales exhibited moderate correlations, while two demonstrated high correlations. Similar coefficients were reported in the original form of the scale, ranging from $r = .53$ to $r = .79$. Test-retest reliability is a method used to assess the stability of a measurement tool. However, due to the characteristics of the construct being

measured, it can be suggested that the scale does not reflect a fully stable structure (Stallard, 2007; Beckley, 2002).

4. Discussion, Conclusion and Recommendations

As a result of the study, it was observed that the Schema Inventory for Children exhibited a similar structure and psychometric properties within the Turkish culture. Confirmatory factor analysis (CFA) supported the structure of the measurement tool, consisting of 11 subscales and 40 items based on fit indices. Except for the item “I feel awful if I don’t think I’ve done my utmost best.” all item factor loadings were significant. It is recommended that the original structure be preserved as much as possible and that items not be removed in adaptation studies. Therefore, this particular item was not excluded from the scale. Research examining measurement equivalence in the European Values Study data reports that response patterns from Turkey differ from those of other European countries (Kankaras & Moors, 2009). This may explain why the item did not function well in the Turkish context. Ultimately, results similar to those of the original form of the scale were obtained. Factor loadings (except one item), internal consistency coefficients, and test-retest reliability coefficients showed substantial similarity to those of the original scale.

Although one item had a low factor loading, it was retained in the scale. When examining the content validity ratio based on expert opinion, the item’s content validity ratio was higher than the calculated content validity index. Moreover, removing items during adaptation studies was considered likely to disrupt the measured construct (Yalçın, 2021), and thus, the item was retained.

When evaluating internal consistency coefficients, three subscales showed relatively low values, while the others were above the acceptable threshold. In the adult form of early maladaptive schemas adapted to Turkish culture, subscales with internal consistency coefficients around .53 were reported to have moderate reliability (Soygüt, Karaosmanoğlu, & Çakır, 2009). This finding may be interpreted as reflecting the complexity of the construct and the influence of cultural variables.

Considering all these results, it can be concluded that children show similar schemas to adolescents and adults (although some schema domains differ). This finding supports the basic assumptions of Young et al.’s (2003) schema therapy model and can be interpreted as evidence that maladaptive schemas develop early in life.

The schema domains identified by Rijkeboer and Boo (2010) with the Schema Inventory for Children do not fully capture all the schema domains theoretically proposed by Young (2003). The inability of the social isolation schema to be distinctly represented in the original form of the Children’s Schema Scale may be due to social isolation being a schema that emerges not early in life, but rather after adolescence, in connection with socialization processes. Similarly, the suppression of emotions schema may not be clearly represented in children aged 8–13 because emotional suppression is a learned adult behavior that develops later in life. Since children generally find it easier to express emotions and have not yet experienced the need to censor them, this schema domain may not be well explained.

This adaptation study of the Schema Inventory for Children was conducted with a non-clinical sample of children aged 8–13, which may be a limitation. Young’s (2003) schema therapy model is based primarily on psychopathology. Although early maladaptive schemas can be present in non-clinical individuals, they are generally dysfunctional and more frequent and severe in clinical populations (Güner, 2013; Lumley & Harkness, 2007). Therefore, it is recommended that validity and reliability studies be conducted with clinical samples as well. While the test-retest reliability coefficients were acceptable, they did not reach the desired level. The moderate stability of the scale may be similarly interpreted as in the measure developed by Stallard (2007), where high correlations were not reported, and Beckley (2002)

did not include test-retest reliability. This could be attributed to the variability of personality traits and the lack of consolidation of schemas in the 8–13 age group. Nonetheless, identifying early maladaptive schemas at this age is considered important for preventive interventions. Detecting schemas in children may serve as a basis for psycho-educational programs and training aimed at promoting healthy parent-child relationships and preventing the consolidation of unstable schemas.

Finally, adding items that better represent schema domains could be considered in future validity and reliability studies of the Schema Inventory for Children. This study adapted a scale developed in a different culture for Turkish culture; however, developing a new, culturally specific measurement tool for Turkish children is recommended. This could help answer whether the inability to explain certain schema domains is due to cultural differences or due to the inherently intertwined nature of schema formation and categorization. It is also recommended that the results of this scale be interpreted with caution in the literature, and that validity and reliability studies be replicated in clinical samples.

Ethics Committee Approval: Ethical approval for this study was obtained from the Ethics Committee of Social and Human Sciences Units at Mersin University (29.03.2022-131).

Peer Review: External and independent.

Author Contributions: The authors contributed equally to the research, writing, and publication of this article.

Conflict of Interest: There are no conflicts of interest among the authors or with any other individuals, institutions, or organizations related to this study.

Financial Disclosure: No financial support was received for this study.

Notice of Use of Artificial Intelligence: The author(s) did not use any artificial intelligence tools in the research, writing, or publication of this article. (or) The author(s) did not benefit from any artificial intelligence tools for the research, writing, or publication of this article.

Acknowledgements: We would like to thank all participants who participated in the study.

References

- Ayre, C., & Scally A. J. (2014). Critical values for Lawshe's content validity ratio: revisiting the original methods of calculation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 47(1), 79–86.
- Ball, S. A., & Cecero, J. J. (2001). Addicted patients with personality disorders: Traits, schemas, and presenting problems. *Journal of Personality Disorders*, 15(1), 72-83.
- Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2010). *Factoranalysis: Exploratory and confirmatory*. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *The reviewer's guide to quantitative methods in the social sciences*, 93-114, Routledge.
- Beckley, K. (2002). *Factor structure of the Young Schema Questionnaire (short form) in a non-clinical adolescent sample*. [Unpublished doctoral dissertation]. Southampton University.
- Brown, C. M. (2007). *An empirical test of the nontraditional undergraduate student attrition model using structural equation modeling* (Doctoral dissertation, Ohio University).
- Cecero, J. J., Nelson, J. D., & Gillie, J. M. (2004). Tools and tenets of schema therapy: toward the construct validity of the early maladaptive schema questionnaire—research version (EMSQ-R). *Clinical Psychology & Psychotherapy: An International Journal of Theory & Practice*, 11(5), 344-357.
- Cicchetti, D. (1991). Fractures in the crystal: Developmental psychopathology and the emergence of self. *Developmental Review*, 11(3), 271-287.
- Cohen, R. J., Swerdlik, M. E., & Phillips, S. M. (1996). *Psychological testing and assessment: An introduction to test and measurement*. Mayfield Publishing Co.
- Güner, O. (2013). *10-16 yaş çocuk ve ergenler için erken dönem uyumsuz şema ölçekler takımı (Çeşöt)'nin geçerlik, güvenirlik ve norm çalışması*. [Doktora tezi, Marmara Üniversitesi]. YÖK Ulusal Tez Merkezi.
- Hooper, D., Coughlan, J. ve Mullen, M.R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Journal of Business Research Methods*, 6, 53-60.
- Hu, L. T. ve Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Kankaraş, M., & Moors, G. (2009). Measurement equivalence in solidarity attitudes in Europe: Insights from a multiple-group latent-class factor approach. *International Sociology*, 24(4), 557-579.
- Karaman, M. (2023). Keşfedici ve doğrulayıcı faktör analizi: Kavramsal bir çalışma. *Uluslararası İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 9(1), 47-63.
- Kim, J., & Cicchetti, D. (2004). A longitudinal study of child maltreatment, mother–child relationship quality and maladjustment: The role of self-esteem and social competence. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 32, 341-354.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). Guilford Press.
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personal Psychology*, 28(4), 563-575.
- Lee, C. W., Taylor, G., & Dunn, J. (1999). Factor structure of the schema questionnaire in a large clinical sample. *Cognitive Therapy and Research*, 23(4), 441-451.
- Lumley, M. N., & Harkness, K. L. (2007). Specificity in the relations among childhood adversity, early maladaptive schemas, and symptom profiles in adolescent depression. *Cognitive Therapy and Research*, 31(5), 639-657.
- Maughan, A., & Cicchetti, D. (2002). Impact of child maltreatment and interadult violence on children's emotion regulation abilities and socioemotional adjustment. *Child Development*, 73(5), 1525-1542.
- Muris, P. (2006). Maladaptive schemas in non-clinical adolescents: Relations to perceived parental rearing behaviours, big five personality factors and psychopathological

- symptoms. *Clinical Psychology & Psychotherapy: An International Journal of Theory & Practice*, 13(6), 405-413.
- Petrocelli, J. V., Glaser, B. A., Calhoun, G. B., & Campbell, L. F. (2001). Early maladaptive schemas of personality disorder subtypes. *Journal of Personality Disorders*, 15(6), 546-559.
- Rijkeboer, M. M., & de Boo, G. M. (2010). Early maladaptive schemas in children: Development and validation of the schema inventory for children. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 41(2), 102-109.
- Rijkeboer, M. M., van den Bergh, H., & Van den Bout, J. (2005). Stability and discriminative power of the Young Schema-Questionnaire in a Dutch clinical versus non-clinical population. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 36(2), 129-144.
- Rogosch, F. A., & Cicchetti, D. (2004). Child maltreatment and emergent personality organization: Perspectives from the five-factor model. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 32, 123-145.
- Schmidt, N. B., Joiner, T. E., Young, J. E., & Telch, M. J. (1995). The schema questionnaire: Investigation of psychometric properties and the hierarchical structure of a measure of maladaptive schemas. *Cognitive Therapy and Research*, 19, 295-321.
- Simard, V., Moss, E., & Pascuzzo, K. (2011). Early maladaptive schemas and child and adult attachment: A 15-year longitudinal study. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 84(4), 349-366.
- Stallard, P. (2007). Early maladaptive schemas in children: Stability and differences between a community and a clinic referred sample. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 14(1), 10-18.
- Stallard, P., & Rayner, H. (2005). The development and preliminary evaluation of a schema questionnaire for children (SQC). *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 33(2), 217-224.
- Stopa, L., Thorne, P., Waters, A., & Preston, J. (2001). Are the short and long forms of the Young Schema Questionnaire comparable and how well does each version predict psychopathology scores?. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 15(3), 253.
- Sümer, N. (2000). Yapısal Eşitlik Modelleri: Temel Kavramlar ve Örnek Uygulamalar. *Türk Psikoloji Yazıları*.
- Tabachnick, B.G. ve Fidell, L.S. (2007). *Using multivariate statistics*. (4th edition). Allyn & Bacon.
- Van Vlierberghe, L., Braet, C., Bosmans, G., Rosseel, Y., & Bögels, S. (2010). Maladaptive schemas and psychopathology in adolescence: On the utility of young's schema theory in youth. *Cognitive Therapy and Research*, 34, 316-332.
- Uzun, B. N., Gelbal, S., & Öğretmen, T. (2010). Tıms-s-r fen başarısı ve duyuşsal özellikler arasındaki ilişkinin modellenmesi ve modelin cinsiyetler bakımından karşılaştırılması. *Kastamonu Education Journal*, 18(2), 531-544.
- Van Vlierberghe, L., & Braet, C. (2007). Dysfunctional schemas and psychopathology in referred obese adolescents. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 14(5), 342-351.
- Veneziano L. & Hooper J. (1997). A method for quantifying content validity of health-related questionnaires. *American Journal of Health Behavior*, 21 (1), s. 67-70.
- Wilson, F. R., Pan, W., & Schumsky, D. A. (2012). Recalculation of the critical values for Lawshe's content validity ratio. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 45, 197-210.
- Yalçın, S. (2025, Nisan 17). Ölçek geliştirme ve uyarlama süreci bilgi notu [PDF]. Erişim linki. <https://egitim.ankara.edu.tr/wp-content/uploads/sites/347/2021/06/Olcek-Gelistirme-ve-Uyarlama.Bilgi-notu.-Doc.-Dr.-Seher-Yalcin.pdf>
- Young, J. E., Klosko, J. S., & Weishaar, M. E. (2003). *Schema therapy: A practitioner's guide*. Guilford Press.
- Young, J. E. (1994). *Cognitive therapy for personality disorders: A schema-focused approach*. Professional Resource Press/Professional Resource Exchange.

Yurdugöl, H. (2005). *Ölçek geliştirme çalışmalarında kapsam geçerliği için kapsam geçerlik indekslerinin kullanılması*. XIV. Ulusal Eğitim Bilimleri Kongresi, Denizli, Türkiye.

İletişim/Correspondence

Arş. Gör. Dr. Bilge BAKIRAYGAR
bilgebakir23@gmail.com

Prof. Dr. Alim KAYA
alimkaya32@gmail.com