

Gözleme Dayalı Terapötik İttifak Ölçeği Türkçe Formu'nun (GDTİÖ) Psikometrik Özellikleri (GDTİÖ'nün Psikometrik Özellikleri)

Sibel Halfon¹Deniz Özsoy²Demet Kara³Alev Çavdar⁴

İstanbul Bilgi Üniversitesi

İstanbul Bilgi Üniversitesi

Altınbaş Üniversitesi

İstanbul Bilgi Üniversitesi

Özet

Bu çalışmada çocuk psikoterapisinde terapötik ittifakı değerlendirmek için geliştirilen Gözleme Dayalı Terapötik İttifak Ölçeği Türkçe formu'nun (GDTİÖ) psikometrik özelliklerinin sınanması amaçlanmıştır. İstanbul Bilgi Üniversitesi Psikoterapi Araştırmaları Laboratuvarı'nda psikodinamik yönelimli çocuk psikoterapisi gören 117 çocuk ve 38 terapistte ait seanslar araştırma örneklemini oluşturmuş ve dış gözlemciler tarafından GDTİÖ kullanılarak kodlanmıştır. Ayrıca çocukların aile, öğretmen ve terapistlerinden psikoterapi sürecinin başında Çocuk ve Genç Davranış Değerlendirme Ölçeği, Öğretmen Bilgi Formu ve Çocuklar için Genel Değerlendirme Ölçeği'ni doldurmaları istenmiştir. GDTİÖ'nün faktör yapısı incelendiğinde, bu çalışmadaki yapının özgün yapıdan farklı, fakat daha sonra yapılan faktör analizi çalışmalarında ortaya çıkan faktör yapısıyla benzer olduğu, olumlu ve olumsuz ittifak olarak ayrıştığı görülmüştür. Bütün ölçeğin ve olumlu ittifak faktörünün iç tutarlılık katsayılarının yeterli düzeyde olduğu, ancak olumsuz ittifak faktörünün iç tutarlılığının düşük olduğu bulunmuştur. Gözlemciler arası güvenilirlik ve test-tekrar test güvenilirliği uygun düzeyde bulunmuştur. Birleşen geçerlik analizlerine göre GDTİÖ'nün diğer ölçeklerle ilişkisi beklenen yönde bulunmuş, ayrıştırıcı geçerlik analizlerinin bir kısmı da ölçeğin gruplar arasında farklı değerler sergileyebildiğini göstermiştir. Söz konusu ölçeğin kabul edilebilir düzeylerde geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu ve Türkiye'de çocuklarla yürütülen psikodinamik yönelimli psikoterapi çalışmalarında kullanılabilmesi düşünülmektedir. Ancak, ölçeğin psikometrik özelliklerinin farklı örneklem ve terapi yönelimleri ile sınanması gerekmektedir.

Anahtar kelimeler: Terapötik ittifak, çocuk psikoterapisi, güvenilirlik, geçerlik

Abstract

Objective: This study aimed to investigate the psychometric properties of the Turkish adaptation of the Therapy Process Observational Coding System for Child Psychotherapy – Alliance Scale (TPOCSA-TR). Methods: Sessions coming from 117 children and 38 therapists in psychodynamic psychotherapy at Istanbul Bilgi University Psychotherapy Center constituted the session sample of the study, which were rated by trained outside raters using the TPOCSA-TR. In addition, the parents, teachers and therapists of the children were asked to fill out the Child Behavior Checklist, Emotion Regulation Checklist, Teacher Rating Form and Children's Global Functioning Scale. Results: When TPOCSA-TR was examined, a two factor structure, involving positive and negative alliance was found, which was different from the original study, but consistent with the following studies that investigated the factor structure of the scale. The internal consistency of the negative alliance and total alliance was good; however the it was low for positive alliance. Inter-rater and test-retest reliabilities were adequate. Convergent and divergent validity was partially supported in that the scale could differentiate certain problem behaviors and the associations with the other scales were in the expected direction. Discussion: The findings indicate that the scale is an acceptably reliable and valid instrument and can be used in psychodynamic psychotherapies conducted with children in Turkey. However, its psychometric properties need to be continued to be assessed with different samples and in different kinds of therapies.

Keywords: Therapeutic alliance, child psychotherapy, reliability, validity

Yazar Notu: Bu çalışmada TÜBİTAK 215K180 proje desteğinden kısmen yararlanılmıştır.

Yazışma Adresi: ¹Dr. Öğr. Üyesi Sibel Halfon, İstanbul Bilgi Üniversitesi, Sosyal ve Beşeri Bilimler Fakültesi, Psikoloji Bölümü, İstanbul, sibel.halfon@bilgi.edu.tr, ORC-ID: 0000-0001-6171-3010

²Uzman Psikolog Deniz Özsoy, İstanbul Bilgi Üniversitesi, Sosyal ve Beşeri Bilimler Fakültesi, Psikoloji Bölümü, İstanbul, deniz.ozsoy@bilgiedu.net, ORC-ID: 0000-0002-3779-8197

³Uzman Psikolog Demet Kara, Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Beşeri Bilimler Binası, Psikoloji Bölümü, Ankara, dk.demetkara@gmail.com, ORC-ID: 0000-0003-0735-9190

⁴Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Bilgi Üniversitesi, Sosyal ve Beşeri Bilimler Fakültesi, Psikoloji Bölümü, İstanbul, alev.cavdar@bilgi.edu.tr, ORC-ID: 0000-0002-2899-4727

Gönderim Tarihi: 25.04.2019

Kabul Tarihi: 27.12.2019

Terapötik ittifak, terapist ve danışan arasındaki ilişkinin doğasını açıklamak amacıyla öncelikle Zetzel (1956) tarafından psikanalitik gelenekte geliştirilmiş ve daha sonra Bordin (1979) tarafından diğer yönelimleri de kapsayacak şekilde kavramsallaştırılmıştır. Bordin (1979) terapötik ittifakı ilişkinin bütünü olarak görmekte ve üç boyut üzerinden tanımlamaktadır. Bunlar, danışan ile terapist arasındaki karşılıklı güven ve kabulü içeren “duygusal bağ”, psikoterapi çalışmasına iş birliği içinde katılımı içeren “görev” ve terapi hedefleri üzerinde ortak anlaşmaya işaret eden “amaç” bileşenleridir. Yetişkin danışanlar ile kurulan ilişki değerlendirirken terapötik ittifak kavramı, genellikle bu üç bileşen üzerinden yordanmaktadır. Çocuk danışanlar ile ise terapötik ittifak kavramı gelişimsel farklılıklardan dolayı belli açılardan ayrılmaktadır. Çocuklar çoğunlukla terapiye kendi kararları ile gelmediği ve kendi sorunları hakkında yetişkinler kadar iç görü sahibi olmadıkları için terapötik ittifak duygusal bağ ve karşılıklı çalışma üzerinden kavramsallaştırılmakta, amaç bileşeni dışarda bırakılmaktadır (Elvins ve Green, 2008). Bu kavramsallaştırma ile tutarlı olarak çocuk psikoterapisinde terapötik ittifak kavramını yordamak için geliştirilen ölçekler duygusal bağ ve görev bileşenlerini içermektedirler.

Yetişkinlerle yapılan 200’ü aşkın çalışma terapötik ittifak ve sağaltım arasında güçlü bir ilişki olduğunu göstermektedir (Flückiger, Del Re, Wampold ve Horvath, 2018). Fakat çocuklarla bu alanda yapılan çalışmalar sınırlı kalmış, Karver, Nadai, Monahan ve Shirk (2018) tarafından yapılan son meta-analiz çalışmasında sadece 28 çalışma bulunmuştur. Çalışma sayısının az olmasına rağmen, çocuk psikoterapisi alanında da yetişkin literatürüne benzer bir terapötik ittifak-sağaltım ilişkisi gözlemlenmiştir. Çalışmaların kısıtlı olmasının nedeni çocuklar ve gençlerle yapılan terapötik ittifak araştırmalarının yetişkinlerle yapılan çalışmalara göre daha yeni başlamış olması ve yeterli sayıda geçerli ve uyarlaması yapılmış ölçeğin bulunmamasıdır.

Çocuklarla terapötik ittifak değerlendirilirken hangi kaynaktan bilgi toplanmasının en uygun olacağı cevaplanmamış bir sorudur (Shirk ve Karver, 2003). Öz bildirim yolu ile toplanan bilgilerin geçerliği gelişimsel faktörlerden ötürü sorgulanmış, dış gözlemciler tarafından yapılan değerlendirmelerin tarafsız doğası itibarı ile daha tercih edilebilir bir kaynak olabileceği öne sürülmüştür (McLeod ve Weisz, 2005). Aynı zamanda yetişkinler ile de dış gözlemciler tarafından yapılan ittifak ölçümlerinin daha güvenilir olduğunu destekleyen çalışmalar bulunmaktadır (Fenton, Ceceroi, Nich, Frankforter ve Carroll, 2001; Horvath ve Bedi, 2002). Çocuk terapilerinde bir dış gözlemci tarafından değerlendirilen ölçekler arasında Terapötik İttifak Ölçeği’nin gözlemci formu (Darchuk ve ark., 2000), Çocuk Terapötik İttifak Ölçeği (Grienberger ve Foreman, 1993), Çocuk Psikoterapi Süreç Ölçeği (Estrada ve Russell, 1999) ve Gözleme Dayalı Terapötik İttifak Ölçeği (GDTİÖ; McLeod ve Weisz, 2005) bulunmaktadır.

Terapötik ittifakı değerlendirme amaçlı 30’u aşkın ölçekten sadece iki tanesi Türkçe’ye uyarlanmıştır. Ancak bu ölçekler yetişkin danışanlar ile kurulan terapötik ittifakı değerlendirmektedir (bkz., California Psikoterapi İşbirliği Ölçeği; Marmar, Gaston, Gallagher ve Thompson, 1989; Öztan, 1995) ve Terapötik İttifak Ölçeği (TİÖ; Horvath ve Greenberg, 1989; Gülüm, Uluç ve Soygüt, 2018; Soygüt ve Işıklı, 2008; Soygüt ve Uluç, 2009). Çocuk danışanlar ile kullanmak için geliştirilmiş bir terapötik ittifak ölçüm aracının Türkçe formu henüz mevcut değildir.

McLeod ve Weisz (2005) tarafından geliştirilen GDTİÖ gözlemcinin tarafsızlığı, kısa ve kapsayıcı maddeleri ve güçlü psikometrik özellikleri nedeniyle uluslararası araştırmalarda en sık tercih edilen ölçektir. GDTİÖ maddeleri “bağ” ve “görev” alt ölçekleri altında toplanmakta ve Bordin’in (1979) öne sürdüğü çocuk psikoterapisi literatürüne uyarlanan terapötik ittifak bileşenleri ile denk düşmektedir. Bağ alt ölçeği terapist ile çocuk arasındaki karşılıklı güven ve olumlu duygulanımı, görev alt ölçeği ise terapist tarafından uygulanan terapötik müdahaleler ile çocuğun bu müdahaleleri kullanma ve uygulamasına dair istekliliği ve terapötik ikilinin iş birliği içinde çalışmalarını ifade etmektedir. Tarafsız gözlemciler, bir terapi seans kaydının tümünü izledikten sonra, ölçeği maddelerde belirtilen davranışların gözlemlenme sıklığı ve/veya yoğunluğuna bağlı olarak değerlendirirler. Önceki çalışmalar incelendiğinde ölçeğin farklı dillere uyarlama çalışmalarının yapıldığı görülmektedir (örn., Flemenkçe; Liber ve ark., 2010, Norveççe; Fjermestad ve ark., 2012). Halfon, Özsoy ve Çavdar (2019) bu ölçeği kullanarak Türkiye’de psikodinamik psikoterapi çalışmasında çocukların terapötik ittifak özelliklerine ait değişim eğrilerini ve bunun yordayıcılarını araştırmıştır. Ancak henüz Türkçe’ye uyarlama çalışması yapılmamıştır. Bu çalışmanın amacı GDTİÖ’nün Türkçe uyarlamasını yapmak, geçerlik ve güvenilirliğini sınamaktır.

GDTİÖ’nün Güvenirlik ve Geçerlik Çalışmaları

GDTİÖ güçlü iç tutarlılık ve birleşen geçerlik değerlerine sahip olup (McLeod ve Weisz, 2005) farklı tanımlanmış danışanların bulunduğu örneklemelerle kullanılmıştır (örn., Chiu, McLeod, Har ve Wood, 2009; Fjermestad ve ark., 2012; Liber ve ark., 2010). Ancak bilindiği kadarıyla bundan önce sadece bir çalışmada ölçeğin faktör yapısı araştırılmıştır. Fjermestad ve arkadaşları (2012), açılımlı faktör analizi (AFA) ile ölçeğin yapı geçerliğini araştırmışlar ve analizin ilk aşamasında iki faktörlü bir yapı elde etmişlerdir. Ancak bu iki faktörlü yapı, ölçeğin özgün yapısından farklı olup çocuk literatüründeki “bağ” ve “görev” bileşenlerinden (Shirk ve Saiz, 1992) ziyade, yetişkin literatüründeki “olumlu” ve “olumsuz” terapötik ittifak faktörlerine (Hatcher ve Gillaspay, 2006) benzer çıkmıştır.

GDTİÖ’nün birleşen geçerliğini değerlendirmek için ölçek terapistler tarafından doldurulan Çocuklar için Te-

rapötik İttifak Ölçeği (Creed ve Kendall, 2005) ile karşılaştırılmış ve korelasyon katsayıları yeterli düzeyde bulunmuştur (Fjermestad ve ark., 2012; Langer, McLeod ve Weisz, 2011; McLeod ve Weisz, 2005; McLeod, Southam-Gerow ve Kendall, 2017). Aynı zamanda bazı araştırmalarda ölçeğin yordama geçerliği sınanmış ve çocuklardaki kaygı seviyesini anlamlı düzeyde yordadığı bulunmuştur (McLeod ve Weisz, 2005). GDİÖ'nün ayırt edici geçerliği incelendiğinde, depresyon ve kaygı gibi farklı tanı gruplarını (McLeod ve Weisz, 2005; McLeod ve ark., 2016) ve kız ve erkekler arası (Langer ve ark., 2011) farklılaşan rapötik ittifak özelliklerini ayırtılabildiği görülmüştür. Bu sonuçlar ölçeğin yapı geçerliğini destekler nitelikte olmasına rağmen yeterli sayıda değildir ve daha fazla araştırmaya ihtiyaç duyulmaktadır.

GDİÖ'nün test-tekrar test güvenilirliğine dair yapılan araştırmalarda, terapi sürecinin başı ve sonunda yapılan ölçümler arasında anlamlı ilişkiler elde edilmiştir (McLeod ve Weisz, 2005; McLeod ve ark., 2014; McLeod ve ark., 2017). GDİÖ'nün güvenilirliği incelendiğinde ise gözlemciler arası güvenirlik katsayılarının ve iç tutarlılığının yeterli veya yüksek düzeyde olduğu bulunmuştur (Chiu ve ark., 2009; Fjermestad ve ark., 2012; Langer ve ark., 2011; Liber ve ark., 2010; McLeod ve ark., 2016; McLeod ve ark., 2017). Hiyerarşik Doğrusal Modelleme (HLM) kullanılarak yapılan bir araştırmada terapi sürecinde rapötik ittifak özelliklerinde bir değişim bulunmazken (Langer ve ark., 2011), McLeod ve arkadaşlarının (2016) bulguları terapi sürecinde rapötik ittifakın zaman içerisinde doğrusal ve anlamlı düzeyde azaldığını göstermektedir. Halfon ve ark. (2019) 89 Türk çocuk ve psikodinamik yönelimli 329 seans ile yaptıkları çalışmada, dış gözlemciler tarafından kodlanan rapötik ittifakın kuadratik bir eğri gösterdiğini ve terapinin orta dönemlerinde ilişki gücünde bir düşüş olduğu, ancak terapinin sonuna doğru bunun onarıldığını bulmuştur. Ayrıca, bu düşüş ve onarma sürecinin belirtilerdeki değişimi hızlandırdığı görülmüştür.

Çalışmanın Amacı

Bu çalışmanın amacı GDİÖ'yü Türkçe'ye uyarlamak ve bir üniversite kliniğinde uygulanan psikodinamik yönelimli psikoterapide kullanımını sınamaktır. Bu çalışma GDİÖ'nün yapı geçerliğini, yordama geçerliğini ve güvenilirliğini incelemeyi hedeflemektedir.

Yöntem

Örneklem

Bu çalışmada kullanılan veri, İstanbul Bilgi Üniversitesi Psikolojik Danışmanlık Merkezi'nde (PDM) psiko-

terapi almış veya almaya devam eden 117 çocuktan¹ elde edilen bilgilerden oluşmaktadır. Örneklem yaş ortalaması 7.02 ($S = 2.07$) olup, çocukların %24'ü 3-5 yaş aralığında, %30'u 6-7 yaş aralığında, %46'sı ise 8-10 yaş aralığındadır. Katılımcıların %44'ü kız, %56'sı ise erkektir. Katılımcı çocukların ailelerinin %86'sı orta ve altı ekonomik düzeydeyken, çocuklardan %88'inin anne ve babası birlikte yaşamaktadır. Ailelerin terapiye başvuru sebepleri çocuklarında gözlemledikleri çeşitli sorunlar olup bu sorunlar genellikle uzun süredir devam etmektedir. Başvuru sebepleri incelendiğinde, örnekte yer alan çocukların %42'sinde davranış bozukluğu (kurallara uymama ve saldırgan davranışlar), %20'sinde depresif ve kaygı ile alakalı sorunlar, %19'unda okul başarısı ve öğrenme ile ilgili sorunlar ve son olarak %19'unda ise sosyal ve ailevi sorunlar olduğu görülmüştür. Danışanlara psikiyatrik bir tanı konmamış, ancak Çocuk ve Genç Davranışlarını Değerlendirme Ölçeği ile çocukların toplam sorun puanları belirlenmiştir. Terapistler İstanbul Bilgi Üniversitesi Klinik Psikoloji Yüksek Lisans Programı'nda uzmanlıklarını tamamlayan psikologlardır. Terapistlerin ($N = 38$) yaşları 23 – 35 ($Ort = 25.54$, $S = 3.15$) arasında değişmektedir ve %92'si kadındır.

PDM'de uzun dönemli psikodinamik terapi uygulanmakta ve her bir terapi yaklaşık bir yıl sürmektedir. Kullanılan örnekte ortalama seans sayısı 22'dir ($S = 1.9$). Başvuru sırasında, danışanlar ve aileleri, merkezde devam eden araştırmayla ilgili detaylı bir şekilde bilgilendirilmekte ve bu araştırmada yer almak isteyip istemediklerine dair onayları alınmaktadır. Araştırma koşullarını kabul eden aileler yazılı onam formu imzalamakta, çocuklar ise, bu süreçte elde edilen verilerin araştırma amaçlı kullanılacağına dair sözlü onam vermektedir. Bu araştırma, İstanbul Bilgi Üniversitesi Etik Komitesi tarafından onaylanmıştır.

Veri Toplama Araçları

Gözleme Dayalı Rapötik İttifak Ölçeği (GDİÖ; McLeod ve Weisz, 2005). Uluslararası araştırmalarda yaygın bir rapötik ittifak değerlendirme aracı olarak tercih edilmektedir. GDİÖ'nün dokuz maddesi "bağ" ve "görev" alt ölçeklerini oluşturmakta, Bordin'in (1979) öne sürdüğü ve sonrasında çocuk literatürüne uyarlanan rapötik ittifak bileşenleri ile denk düşmektedir. Bağ alt ölçeği terapist ile çocuk arasındaki karşılıklı güven ve olumlu duygulanımı, görev alt ölçeği ise terapist tarafından uygulanan rapötik müdahaleler ile çocuğun bu müdahaleleri kullanma ve takip etmesine dair istekliliği ve rapötik ikilinin iş birliği içinde çalışmalarını ifade etmektedir. Tarafsız gözlemciler, bir terapi seans kaydının tümünü izledikten sonra, ölçeği maddelerde belirtilen davranışların

1 Bu çalışmada, TÜBİTAK 215K180 Proje havuzunda bulunan çocuk ve terapistlerin verilerinin bir kısmı incelenmiştir. Bu veri havuzu çocuklarla gerçekleştirilen psikodinamik psikoterapi sürecinin etkililiğini incelemek için oluşturulan araştırma programının parçasıdır. Bu veri havuzundan çıkan ve bu çalışmanın örnekleme ile kısmen örtüşen diğer çalışmalar şöyledir: Halfon (2021), Halfon ve Besiroglu (2020), Halfon, Coskun, Bekar ve Steele (2020), Halfon, Cavdar ve Kara (2020), Halfon, Doyran, Türkmen, Oktay ve Salah (2020).

gözlemlenme sıklığı ve/veya yoğunluğuna bağlı olarak altılı Likert ile değerlendirilmektedir (0 = *Hiç gözlemlenmedi*, 5 = *Çokça gözlemlendi*).

GDTİÖ İngilizce eğitimi görmüş ve klinik psikoloji alanında öğretim üyesi bir akademisyen ve klinik psikoloji yüksek lisans alanında uzmanlığını tamamlayan bir psikolog tarafından tercüme-geri tercüme yöntemiyle İngilizce'den Türkçe'ye çevrilmiştir. Üzerinde uzlaşılan çevirinin son hali alanda en az 10 yıllık deneyimi olan bir klinik psikoloğun değerlendirmesine sunulmuştur ve ölçeğin Türkçe ve özgün formları arasındaki çevirinin uygunluğu açısından değerlendirme yapması istenmiştir. Öneriler doğrultusunda çeviriye son hali verilmiştir.

Gözlemcilerin kullanacağı kılavuz oluşturulurken ölçeği geliştiren Bryce D. McLeod'dan danışmanlık alınmış, kılavuz psikodinamik terapi sürecini daha iyi yansıtabilecek örneklerle genişletilmiştir. Örnek olarak, "Çocuk ne derece terapistin anlayışlı ve destekleyici olduğunu belirtti?" maddesinin kapsadığı örneklerle çocuğun terapistin yaptığı bir yorumu derinleştirmesi ve çocuğun terapistten yardım istemesi gibi maddeler eklenmiştir.

Psikoloji lisans eğitimlerini tamamlamış, klinik psikoloji alanında uzmanlıklarını tamamlamakta ve eğitimleri kapsamında çocuk psikoterapisi üzerine iki sene teorik ve uygulamalı eğitim alan sekiz klinik psikoloji yüksek lisans programı öğrencisi, birinci ve ikinci yazardan ölçek üzerine 8 saatlik teorik eğitim almıştır. Eğitimin ardından gözlemciler pilot niteliğinde dokuz terapi seansını kodlamış ve sınıf içi korelasyon katsayısı hesaplanarak yeterli düzeyde güvenilirlik elde etmişlerdir (0.70 ve üstü; $Ort = 0.91$, $S = 0.64$, $min = 0.72$, $max = 1.0$).

Çocuk ve Genç Davranışlarını Değerlendirme Ölçeği (ÇDDÖ/1.5-5 yaş; ÇDDÖ/6-18 yaş). Bu araç, çocuklardaki sorunlu davranışları saptama amacı ile dünya çapında yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Ölçek 112 soru içermektedir, 3'lü bir sistem üzerinden (0 = *Doğru değil*, 1 = *Bazen ya da biraz doğru*, 2 = *Çok ya da sıklıkla doğru*) ebeveyn tarafından doldurularak değerlendirilmektedir. Çocuğun içselleştirme (sosyal içe dönüklük, somatik sorunlar, anksiyete/depresyon, vb.), dışsallaştırma (suça yönelik davranışlar, saldırgan davranışlar, vb.) ya da toplam sorunlarını tespit etmek için kullanılmaktadır (Achenbach, 1991). Orijinal ölçeğin iç tutarlılık katsayısı (ÇDDÖ 1.5-5 ve ÇDDÖ 6-18: $\alpha = 0.97$) ve test-tekrar test güvenilirliğinin (ÇDDÖ 1.5-5: $r = .90$; ÇDDÖ 6-18: $r = 0.94$) her iki yaş grubu için yüksek düzeyde olduğu yapılan çalışmalarda gösterilmiştir (Achenbach ve Rescorla, 2000). ÇDDÖ'nün Türkçe'ye uyarlama çalışmasındaki iç tutarlılık ($\alpha = 0.88$) ve test-tekrar test ($r = 0.84$) değerleri yeterli düzeydedir (Erol, Arslan ve Akçakın, 1995). Bu çalışmada kullanılan veri setinin içselleştirme, dışsallaştırma ve toplam problem iç tutarlılık katsayıları sırasıyla 1.5 - 5 yaş arası için 0.82, 0.86, 0.93; 6-18 yaş arası için ise 0.88, 0.89 ve 0.95'tir.

Öğretmen Bilgi Formu (ÖBF/1.5-5 yaş; ÖBF/6-18 yaş). Bu ölçek, çocukların okula uyumunun, duygusal ve davranışsal sorunlarının öğretmenleri tarafından değerlendirilmesi amacıyla geliştirilmiştir. Ölçeğin toplamda 118 maddesi vardır; bu maddelerin 93'ü ÇDDÖ ile uyumlu faktörlere denk gelmektedir. 3'lü bir sistem üzerinden (0 = *Doğru değil*, 1 = *Bazen ya da biraz doğru*, 2 = *Çok ya da sıklıkla doğru*) öğretmen tarafından doldurularak değerlendirilmektedir. Özgün ölçeğin iç tutarlılık katsayısı (ÖBF 1.5-5 ve 6-18: $\alpha = 0.97$) ve test-tekrar test güvenilirliğinin yüksek düzeyde olduğu bulunmuştur (ÖBF 1.5-5: $r = 0.90$; TRF 6-18: $r = 0.94$; Achenbach ve Rescorla 2000). Aynı zamanda, ölçeğin Türkçe'ye uyarlama çalışmasında iç tutarlılık ($\alpha = 0.87$) ve test-tekrar test güvenilirliği ($r = 0.88$) yüksek düzeydedir (Erol ve Şimşek, 2000). Bu çalışmada kullanılan veri setinin içselleştirme, dışsallaştırma ve toplam problem iç tutarlılık katsayıları sırasıyla 1.5-5 yaş arası 0.88, 0.96, 0.96; 6-18 yaş arası için ise 0.88, 0.93, 0.95'tir.

Çocuklar için Global Değerlendirme Ölçeği (ÇGDÖ). Çocukların evde, okulda ve arkadaşlarıyla bir aradayken gösterdiği psikososyal işlevsellik düzeyini değerlendirmek için geliştirilmiş bir ölçektir (Shaffer ve ark., 1983). Terapistler tarafından doldurulmaktadır. Çocukların işlevselliği 1'den 100'e bir puanlama sistemi üzerinden, "kendine zarar verecek boyutta davranışlar" ile "ileri düzey işlevsellik" arasında değişen 10 farklı kategoride puanlanmaktadır. Ölçeğin gözlemciler arası güvenilirliğinin orta ve ileri düzeyde olduğu bulunmuştur (Rey, Starling, Wever, Dossetor ve Plapp, 1995). Ölçeğin geçerlik ve güvenilirlik çalışması Gökler ve arkadaşları (2004) tarafından yapılmıştır.

Duygu Düzenleme Ölçeği (DDÖ). Çocukların duygu düzenleme kapasitelerini ölçmek için geliştirilmiş 24 maddelik bir ölçektir; ebeveyn tarafından doldurulmaktadır ve değerlendirme stratejisi 4'lü Likert tipidir (1 = *Hiçbir zaman*, 4 = *Neredeyse her zaman*) (Shields ve Cicchetti, 1997). Ölçek, duygu düzenleme (uyumlu düzenleme, olumlu duygulanım ve empatik tutum) ve değişkenlik/olumsuzluk (öfke patlamaları, düzenleme bozukluğu ve olumsuz duygulanım) olmak üzere iki alt ölçekten oluşmaktadır. Bu alt ölçeklerin iç tutarlılık değerlerinin, duygu düzenleme için 0.83 ve değişkenlik/olumsuzluk için 0.96 olduğu tespit edilmiştir (Shields ve Cicchetti, 1997). Türkçe'ye uyarlama çalışmasında iç tutarlılık değeri 0.73 olarak elde edilmiştir (Batum ve Yağmurlu, 2007). Bu çalışmada kullanılan veri setinin iç tutarlılık değerlerini duygu düzenleme için 0.71, değişkenlik/olumsuzluk için 0.72 olduğu bulunmuştur.

İşlem

Bu çalışma kapsamında, terapistler, ebeveynler, öğretmenler ve gözlemcilerden alınan veriler kullanılmıştır. Ailelerden alınan demografik bilgiler, davranış değerlendirme (ÇDDÖ) ve duygu düzenleme ölçekleri (DDÖ), öğretmenlerden alınan davranış değerlendirme ve terapistlerden

Tablo 1. GDTÖ'nün Betimleyici İstatistik Değerleri ve Faktör Yükleri

Maddeler	Betimleyici İstatistikler					Faktör Yükleri	
	Ort.	S	Varyans	Çarpıklık	Basıklık	1. Faktör	2. Faktör
1.Çocuk ne derece terapistin anlayışlı ve destekleyici olduğunu belirtti?	3.67	1.15	1.33	-0.60	-0.62		0.90
2.Çocuk ne derece terapistte düşmanca, eleştirel veya savunmacı bir tutumla davrandı?	0.54	0.95	0.91	1.95	3.28	0.58	
3.Çocuk ne derece terapistte olumlu duygular ifade etti?	1.87	1.41	1.98	0.51	-0.64		0.46
4.Çocuk ne derece deneyimini terapist ile paylaştı?	2.03	1.49	2.32	0.45	-0.85		0.70
5.Çocuk ne derece terapist ile etkileşiminde rahatsız görünüyordu?	1.16	1.02	1.04	0.84	0.16	0.65	
6.Çocuk ve terapist ne derece birbirleriyle etkileşim halindeyken huzursuz veya rahatsız görünüyorlardı?	0.48	0.79	0.63	2.10	5.40	0.76	
7.Çocuk ne derece terapötik görevleri seans dışında, hayatında değişiklik yapmak için kullandı?	0.00	0.00	0.00	-	-		
8.Çocuk ne derece terapötik görevlere uyum göstermedi?	0.56	1.02	1.04	1.98	3.42	0.91	
9.Çocuk ve terapist ne derece terapötik görevler üzerinde beraber, eşit bir şekilde çalıştılar? R-	4.41	0.76	0.59	-1.43	1.50	-0.74	
	Açıklanan varyans (%56)					%35	%21

alınan global işlevsellik ölçekleri (ÇGDÖ) terapi süreci başlamadan önce ve terapinin sonlandırılmasının ardından doldurulmuştur. Terapötik ittifak analizleri için iki farklı yöntem izlenmiştir. Danışan ve terapist arasındaki ilişkinin bir düzene oturması ve aradaki ittifakın oluşması için belirli bir zamana ihtiyaç duyulmaktadır (McLeod ve Weisz, 2005). Bu nedenle, bu çalışmada yapılacak açımlayıcı (AFA) ve doğrulayıcı faktör analizine (DFA) 3. seanstaki verinin dâhil edilmesi kararlaştırılmıştır. GDTÖ'nün zaman içinde değişimine bakmak üzere yapılacak Hiyerarşik Doğrusal Modelleme analizleri için ise her danışanın 1-10, 11-20, 21-30, 31-40, 41-50 seanslarından bir seans rasgele seçilmiş ve toplamda 453 seans kodlanmıştır. Seansların %65'inin her biri iki gözlemci tarafından kodlanmış ve bu çifte kodlamaların ortalaması alınmıştır. Seansların geri kalan %35'i ise tek gözlemci tarafından kodlanmıştır. Seansların %65'inin iki gözlemci tarafından kodlanması ve ortalamasının alınması McLeod ve Weisz (2005) tarafından önerilmiş ve tek kişiden gelen ölçümlerin kullanılmasına göre ortalama değerlerin alınmasının ölçüm hatalarını azalttığı belirtilmiştir.

Bulgular

Yapı Geçerliliği

Ölçeğin faktör yapısı Açımlayıcı (AFA) ve Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) yöntemleri aracılığıyla incelenecektir. Analizler için SPSS 26, AMOS 26 ve

HLM 7.00 programları kullanılacaktır. DFA'da verinin yapısını en iyi tanımlayan modele karar verirken (*a*) model uygunluk endeksleri Kikare ($p > 0.05$), GFI (> 0.90), AGFI (> 0.90), CFI (> 0.90), TLI (> 0.90), RMSEA (< 0.08) (bkz. Hooper, Coughlan ve Mullen, 2008; Kline, 2005), ve (*b*) faktör yükleri esas alınacaktır.

Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA). Ölçeğin yapı geçerliliğini incelemek için 9 madde üzerinden temel bileşenler faktörizasyon yöntemi ve oblik döndürme ile AFA yapılmıştır. Toplamda 117 çocuğun 3. seanslarından oluşan verinin yaklaşık %50'si rastgele seçme yöntemi ile ikiye bölünmüş ve 56 seans verisi AFA için, 61 seans verisi DFA için kullanılmıştır. Ön analiz sonuçlarına göre madde 7'nin varyansı "0" olarak bulunmuş, bundan dolayı analizlerden çıkarılmıştır. Bu madde çocuğun terapide kazandığı görevleri hayatında ne kadar değişiklik yapmak için kullandığını ölçmektedir. Psikodinamik yönelimli terapi seanslarında çocuklar terapötik görevleri seans dışında, hayatlarında değişiklik yapmak için kullandıklarını nadiren belirttikleri için bu madde uygulanan terapi yönelimi ile uyumsuzdur ve bu nedenden ötürü dağılım değerlerinin normal sınırlar dışında olabileceği düşünülmüştür. Madde 2, 6 ve 8 için basıklık değeri yüksek bulunmuş ancak analizleri etkileyecek bir oranda olmadığına karar verilmiştir (bkz. Tablo 1).

Tablo 2. Model Uygunluk Endeksleri

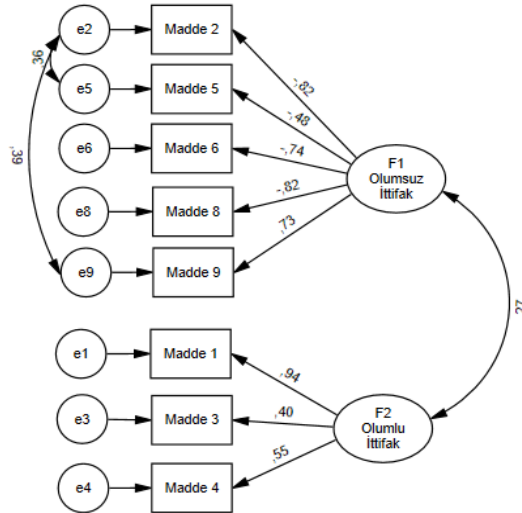
	χ^2	df	P	CFI	TLI	RMSEA	GFI	AGFI
Model 1a	22.69	17	0.16	0.96	0.94	0.08 (0.00-0.15)	0.92	0.82
Model 2b	49.05	18	0.00	0.79	0.68	0.17 (0.11-0.22)	0.83	0.66

Not. ^aÇift faktörlü yapı; ^bTek faktörlü yapı

Analizler kalan 8 madde ile temel bileşenler faktörizasyon yöntemi ve oblik döndürme kullanılarak tekrarlanmıştır. Kaiser Meyer Olkin (KMO) testinin sınırı üzerinde olması (0.60) ve Barlett Sphericity testinin istatistiksel olarak anlamlı olması ($\chi^2(28) = 148.00, p < 0.001$) verinin faktör analizine uygunluğunu göstermektedir (Field, 2000). Sekiz madde ile yapılan AFA'ya göre özdeğeri 1'den büyük iki faktör varyansın %56'sını açıklamaktadır. Faktör yükleri ve açıklanan varyans Tablo 1'de gösterilmektedir.

Elde edilen faktör yapısı, Fjermestad ve arkadaşları (2012) tarafından yürütülen çalışmanın ilk analizlerinde bulunan iki faktörlü yapı ile benzer nitelikler taşımaktadır. Birinci faktör, beş maddeden oluşmaktadır. Bu faktöre bağlanan maddeler çocuğun terapiste karşı takındığı

düşmanca veya eleştirel tavırları (Madde 2), çocuğun terapistle olan ilişkisinden duyduğu tek taraflı (Madde 5) veya karşılıklı rahatsızlığı (Madde 6) ve terapötik görevlere uymamasını (Madde 8) yansıtmaktadır. Çocuk ve terapistin eşit derecede terapötik görevler üzerinde çalışması (Madde 9) bu faktöre ters yönde bağlanmıştır. Bütün bu maddelerin içeriği düşünüldüğünde bu faktörün terapist ve çocuk arasındaki olumsuz ilişkiyi yansıttığı düşünülmüş ve *olumsuz ittifak* olarak adlandırılmıştır. İkinci faktör ise geriye kalan üç maddeden oluşmaktadır. Bu faktördeki maddeler çocuğun terapisti ne derece anlayışlı ve destekleyici olarak deneyimlediğini (Madde 1), çocuğun terapiste karşı olumlu duygularının ifade edebilmesini (Madde 3) ve çocuğun terapistle deneyimlerini paylaşmasını (Madde 4) yansıtmaktadır. Tüm bu



Not 1. * $p < 0.01$

Not 2. Değerler standardize edilmiş faktör yüklerini göstermektedir.

Şekil 1. GDTİÖ Doğrulayıcı Faktör Analizi Sonuçları

Tablo 3. GDİTÖ ve Alt Boyutlarının Diğer Değerlendirme Ölçekleri ile Korelasyon İstatistikleri

	Değerlendirme Ölçekleri								
	ÇGDÖ	ÇDDÖ - İçselleştirme Problemleri	ÇDDÖ- Dışsallaştırma Problemleri	ÇDDÖ - Toplam Problem	ÖBF - İçselleştirme Problemleri	ÖBF - Dışsallaştırma Problemleri	ÖBF - Toplam Problem	DDÖ - Değişkenlik - Olumsuz Duygu Durumu	DDÖ - Duygu Düzeni
GDİTÖ ve Alt Boyutları									
Toplam İttifak	0.33**	-0.08	-0.37**	-0.26**	0.06	-0.34**	-0.20**	-0.19*	-0.06
Olumlu İttifak	0.18	-0.12	-0.21*	-0.21*	0.02	-0.22*	-0.16	-0.09	0.20*
Olumsuz İttifak	-0.29**	0.00	0.33**	0.17	-0.07	0.28**	0.13	0.18	0.09

Not. Korelasyonlar * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ düzeyinde anlamlıdır. Kısaltmalar: GDİTÖ; Gözleme Dayalı Terapötik İttifak Ölçeği, ÇGDÖ; Çocuklar için Global Değerlendirme Ölçeği, ÇDDÖ; Çocuk ve Genç Davranışlarını Değerlendirme Ölçeği, ÖBF; Öğretmen Bilgi Formu, DDÖ; Duygu Düzenleme Ölçeği.

maddelerin içerikleri göz önünde bulundurulduğunda bu faktörün olumlu ilişkiyi ölçtüğüne karar verilmiş ve *olumlu ittifak* olarak adlandırılmıştır.

Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA). AFA sonucu elde edilen iki faktörlü yapının geçerliğini incelemek üzere DFA yapılmıştır (bkz. Şekil 1). Analizlere, AFA'da çıkan yapı denenerek başlanmıştır. İlk DFA analizlerinde değişim endekslerinin önerilerine göre Madde 2 ile Madde 5 ve Madde 9'un hata değerleri arasına kovaryans eklenmiş ve model bu şekilde tekrarlanmıştır. Hata değerleri arasına kovaryans eklemek teorik olarak anlamlı olduğu sürece istatistiksel olarak da kabul edilebilir bir değişikliktir (daha fazla bilgi için bkz., Kenny, 2011). Ki-kare testinin istatistiksel olarak anlamlı olmaması $\chi^2(17) = 22.69, p > 0.05$ ve ki-kare değerinin serbestlik derecesine oranının ikiden küçük olması ($\chi^2/df = 1.33$) modelin uyumlu olduğunu göstermektedir. Model uyumluluğunu değerlendirdikten sonra yukarıda belirtilen değerlendirme kriterlerine göre, modelin sıralanan kriterlere uyum gösterdiği (GFI = 0.92, CFI = 0.96, TLI = 0.94, RMSEA = 0.08 [%90 Güven Aralığı = 0.00 - 0.15]) fakat AGFI = 0.82 değerinin uyum göstermeye yaklaştığı ancak tam uyum göstermediği bulunmuştur. Ayrıca, tüm maddeler bağlı buldukları faktörlere anlamlı bir şekilde yüklenmiştir. Son olarak iki faktörlü yapı tek faktörlü bir model ile karşılaştırılmış ve sonuçlara Tablo 2'de yer verilmiştir. Tek faktörlü modele kıyasla görece daha yüksek GFI,

AGFI, CFI ve TLI değerleri ile düşük RMSEA değeri verinin iki faktörlü bir yapı ile daha uyumlu olduğunu desteklemektedir.

Bütün bu bulgular DFA modelinin hem kendi içinde hem de AFA'da elde edilen modellerle uyumunu göstermektedir. Hem AFA'daki sonuçlar, hem de DFA'daki faktör yükleri, anlamlılıkları ve teorik uyumluluğu göz önüne alındığında olumlu ittifak faktörünün 1, 3 ve 4. maddelerden, olumsuz ittifak faktörünün ise 2, 5, 6, 8 ve 9. maddelerden oluştuğuna karar verilmiştir. Olumlu ittifak faktöründe yüksek değerler yüksek olumlu ittifakı, olumsuz ittifak faktöründe yüksek değerler yüksek olumsuz ittifakı, toplam ittifak değişkeninde ise yüksek değerler yüksek ittifakı göstermektedir.

Birleşen Geçerlik. Birleşen geçerliği yordamak için global işlevsellik ölçeği (ÇGDÖ), davranış değerlendirme (ÇDDÖ, ÖBF) ve duygu düzenleme ölçekleri (DDÖ) analize dâhil edilmiş ve ön-test değerlendirmeleri kullanılmıştır. Ölçekler arasında yapılan Pearson korelasyon analiz sonuçları incelendiğinde GDİTÖ'den elde edilen toplam ittifak değerinin, ÇDDÖ ve ÖBF içselleştirme ve DDÖ duygu düzenleme alt boyutları dışında diğer alt boyutlarının tümü ile, olumlu ittifak değerinin ÇDDÖ ve ÖBF dışsallaştırma ve ÇDDÖ toplam sorun puanları ve DDÖ duygu düzenleme alt boyutu ile, olumsuz ittifakın ise ÇGDÖ global işlevsellik, ÇDDÖ ve ÖBF dışsallaştırma ölçekleri ile anlamlı ve beklenen yönde ilişkili olduğu bulunmuştur (bkz. Tablo 3).

Tablo 4. Terapideki Zamanın Olumlu, Olumsuz ve Toplam İttifak Değerleri Üzerine Etkisi

Modeller	Kesişim ve Eğim Değerleri	Olumlu İttifak				Olumsuz İttifak				Toplam İttifak			
		β	SE	t-değeri	df	β	SE	t-değeri	df	β	SE	t-değeri	df
Model 1: Boş Model													
	Intercept (β_{00})	7.48	0.22	35.35**	114	3.91	0.32	12.41**	114	28.61	0.43	66.99**	114
Model 2: Lineer Model													
	Intercept (β_{00})	7.43	0.23	32.98*	114	3.74	0.32	11.68**	114	28.72	0.43	65.15**	114
	Zaman (lineer) (β_{10})	0.03	0.07	0.47	337	0.10	0.11	0.92	337	-0.07	0.16	-0.44	337
Model 3: Kuadratik Model													
	Intercept (β_{00})	7.52	0.26	28.84**	114	3.37	0.31	10.95**	114	29.18	0.43	67.69**	114
	Zaman (lineer) (β_{10})	-0.08	0.17	-0.49	336	0.58	0.19	3.07**	336	-0.65	0.28	-2.31*	336
	Zaman (kuadratik) (β_{20})	0.02	0.02	0.76	336	-0.07	0.02	-3.27**	336	0.09	0.04	2.32*	336

Not. β değerleri * $p < .05$, ** $p < .01$ düzeyinde anlamlıdır.

Ayrıt Edici Geçerlik. GDİTÖ'nün toplam değerinin ve alt faktörlerinin (toplam puan, olumlu ittifak, olumsuz ittifak), cinsiyete (kız-oğlan), yaşa (3-10 arası), ön-test ÇDDÖ içselleştirme, dışsallaştırma ve toplam sorun puanlarının şiddetine (problem göstermeyen, sınırdaki ve klinik seviyede) göre farklılık gösterip göstermediği Çok Değişkenli Varyans Analizi (MANOVA) ile kontrol edilmiştir. Analiz sonuçları yaş, ÇDDÖ dışsallaştırma ve toplam sorunların terapötik ittifak üzerinde ayrıştırıcı etkisi olduğunu göstermektedir. Yaşın etkisi incelendiğinde, terapideki olumsuz ittifakın yaşa göre anlamlı bir şekilde değiştiği ($F(7,115) = 3.22, p < 0.01, \eta^2 = 0.18$), üç yaşındaki çocukların ($Ort = 7.67, S = 6.74$) diğer yaş gruplarına göre daha yüksek seviyede olumsuz ittifak kurduğu gözlemlenmiştir. Yaş aynı zamanda toplam ittifak seviyesini de anlamlı bir şekilde yordamış ($F(7,115) = 2.43, p < 0.05, \eta^2 = 0.15$), en düşük seviyedeki toplam ittifakın üç yaşındaki çocuklarla ($Ort = 23.33, S = 8.19$) kurulduğu görülmüştür. ÇDDÖ dışsallaştırma problemlerinin, olumsuz ittifakla sınır düzeyde anlamlı olarak ilişkili olduğu gözlemlenmiştir ($F(2,115) = 2.84, p = 0.06, \eta^2 = 0.05$). Detaylı bir şekilde incelendiğinde ÇDDÖ'ye göre "klinik seviyede" sorun gösteren çocukların ($Ort = 4.08, S = 3.89$), sorun göstermeyen çocuklara göre ($Ort = 2.49, S = 2.65$) daha yüksek seviyede olumsuz ittifak oluşturma eğiliminde olduğu bulunmuştur. Son olarak ÇDDÖ toplam probleminin olumlu ittifakı sınır düzeyde yordadığı ($F(2,115) = 2.83, p = 0.06, \eta^2 = 0.05$), "sınır seviyede" sorun gösteren çocuklarla terapistler arasındaki olumlu ittifakın ($Ort = 9.37, SS = 3.04$) en yüksek seviyede kurulma eğiliminde olduğu görülmüştür.

Güvenirlilik

İç Tutarlılık. Ölçeğin tümünün ve alt faktörlerin iç tutarlılığını ölçmek için Cronbach alfa katsayısı elde edilmiştir. Olumlu ve olumsuz ittifakın ve ölçekten alınan toplam ittifak puanının Cronbach alfa değerleri sırasıyla 0.64, 0.81 ve 0.71 olarak bulunmuştur.

Gözlemciler Arası Güvenirlilik. Gözleme dayalı terapötik ittifak değerlendirmeleri sekiz gözlemci tarafından, ikili gruplar halinde bağımsız olarak 76 seans üzerinden yapılmıştır. Ortalama dört gruptaki iki gözlemci arası sınıf içi korelasyon katsayısı 0.90 (min = 0.73; max = 1.00) olarak bulunmuştur.

Test-tekrar Test Güvenirliliği. Ölçeğin test-tekrar test güvenirliliğini yordamak için alt faktörleri ve toplam ittifakı kapsayacak Pearson korelasyon analizleri terapi başı ve sonunda alınan ittifak ölçümleri üzerinden yapılmıştır. Bu analizlere göre, toplam ittifak değeri ($r = 0.35, p < 0.01$), olumlu ittifak ($r = 0.28, p < 0.01$), ve olumsuz ittifak puanı için ($r = 0.41, p < 0.01$) test-tekrar test güvenirliliği istatistiksel olarak anlamlı düzeydedir.

Değerlendirme Ölçeklerinin Terapi Sürecinde Değişime Hassasiyeti

Terapi süreci boyunca terapötik ittifakın değişimini inceleyebilmek için Raudenbush, Bryk ve Congdon (2011) tarafından geliştirilen HLM 7.00 programı kullanılarak, büyüme modeli analizi yürütülmüştür. Hiyerarşik Doğrusal Modelleme, kümelenmiş ve çok katmanlı verilerin analizinde kullanılmaktadır. Terapi süreci veri yapısı seansların danışanlar, danışanların da terapistlerin içinde kümelenmiş olması dolayısıyla bu yapıya uygundur.

Büyüme modeli analizlerine geçmeden önce toplam, olumlu ve olumsuz ittifak için boş model analizleri yapılmış ve katılımcı, seans ve terapist düzeyinde varyanslar hesaplanmıştır. Buna göre seansların açıkladığı varyans olumlu ittifak için %67, olumsuz ittifak için %54, toplam ittifak için %57'dir. Katılımcıların açıkladığı varyans ise olumlu ittifak için %32, olumsuz ittifak için %36, toplam ittifak için ise %34'tür. Terapist seviyesinde ise anlamlı bir varyans görülmemiş (sırasıyla %1, 8, 7) ve bu nedenle iki seviyeli modelleme ile devam edilmiştir. Sonraki adımda olumlu, olumsuz ve toplam ittifak değerlerinin zaman içerisindeki değişimi doğrusal ve kuadratik zaman değişkenleri kullanılarak analiz edilmiştir. Sırasıyla önce boş model, sonra doğrusal ve son olarak kuadratik değişkenlerin eklendiği modeller test edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre olumlu ittifak değişkeninde zaman içinde bir değişim görülmezken, olumsuz ittifak ve toplam ittifakta kuadratik bir değişim olduğu gözlemlenmiştir (Tablo 4). Kuadratik değişim grafikleri incelendiğinde terapötik ittifakın önce hızlı bir şekilde yükseldiği, sonrasında bir süre boyunca düzensel bir şekilde ilerlediği, son seanslara doğru küçük bir düşüş gösterdiği gözlemlenmiştir. Olumsuz ittifakın ise yüksek seviyelerden başlayıp terapi sürecinde düşüş yaşadığı ve belli bir düzlemde sabit ilerlediği görülmüştür.

Tartışma

Bu çalışmanın amacı GDİTÖ'nün Türkçe uyarlamasını gerçekleştirmek ve psikometrik özelliklerini araştırmaktır. GDİTÖ'nün faktör yapısı incelendiğinde bu çalışmadaki yapının özgün kavramsal yapıdan farklılaştığı (McLeod ve Weisz, 2005), fakat takip eden çalışmalarda ortaya çıkan faktör yapısıyla benzer (Fjermestad ve ark., 2012) olarak olumlu ve olumsuz ittifak faktörlerine ayrıştığı görülmüştür. Ölçeğin toplam ve olumsuz ittifak alt faktörünün iç tutarlılık katsayılarının yeterli düzeyde olduğu bulunmuştur, ancak olumlu ittifak alt faktörünün iç tutarlılık katsayısı 0.70'in altında kalmıştır. Ayrıca gözlemciler arası güvenirlilik ve test-tekrar test güvenirliliği uygun düzeyde bulunmuştur. Bu sonuçlar ölçeğin güvenirliliğini kısmi olarak desteklemektedir. Birleşen geçerlik analizlerine göre GDİTÖ'nün diğer ölçeklerle ilişkisi beklenen

yönde çıkmış, ayırt edici geçerlik analizlerinin bir kısmı ölçeğin gruplar arasında farklı değerler sergileyebildiğini göstermiştir. Ancak ayırt edici geçerlik analizlerinde GDTİÖ davranış problemlerine göre çocukları sınır düzeyde ayırt edebilmiştir. Danışanların terapötik ittifak değişimleri olumsuz ittifak için U-şekli, toplam ittifak için ters U-şekli çizmiş, bu da GDTİÖ'nün zaman içerisinde değişim gösterdiğini ve değişime hassasiyetine işaret etmiştir.

Bu çalışma, şimdiye değin GDTİÖ'nün faktör yapısını inceleyen iki çalışmadan (Fjermestad ve ark., 2012) bir tanesidir. Çalışmada ortaya çıkan faktör yapısı incelendiğinde ölçeğin "olumlu" ve "olumsuz" ittifak olarak iki farklı faktöre ayrıştığı gözlemlenmiştir. Model uyum değerleri çoğunlukla yeterli bulunmuş ancak AGFI değerinin sınırın altında kalması bu modelin bundan sonraki çalışmalarda tekrar sınanması gerekliliğini ortaya koymuştur. İki faktörlü yapının tek faktörlü yapıya göre veri ile daha uyumlu olduğu bulunmuştur. Olumlu ittifak terapist ve danışan arasında kurulan olumlu ilişki bağı ve uyumlu çalışma özelliklerini barındırmakta, olumsuz ittifak ise terapistle karşı saldırgan ve düşmanca tavırları ve terapi çalışmasına karşı direnci temsil etmektedir. Fjermestad ve arkadaşlarının (2012) yaptığı çalışmada da benzer ikili bir yapı ortaya çıkmıştır. DFA aşamasında, sonuçlarda da belirtildiği gibi, olumsuz ittifak faktöründe değerlendirilen çocuğun terapistle karşı takındığı düşmanca veya eleştirel tavırları (Madde 2) maddesinin, çocuğun terapistle olan ilişkisinden duyduğu tek taraflı rahatsızlık (Madde 5) ve çocuk ve terapistin eşit derecede terapötik görevler üzerinde çalışmaması (Madde 9) maddelerinin hata terimlerinin yüksek ortak varyansı olduğu görülmüştür. Bu gözlem, düşmanca ve eleştirel tavırlar ile işbirliğinde karşılıklılık sağlanamamasının altında yatan, olumsuz ittifak ile açıklanamayacak bir gizli faktör olduğunu düşündürmektedir.

Ölçeğin özgün çalışmasında çocuk psikoterapi literatüründeki terapötik ittifak kavramsallaştırması baz alınarak "bağ" ve "görev" alt ölçekleri oluşturulmuş ancak ölçeğin faktör yapısı test edilmemiştir (McLeod ve Weisz, 2005). "Bağ" ve "görev" faktörleri teorik olarak anlamlı olsa da, bu çalışmada görüldüğü üzere, ölçeği "olumlu" ve "olumsuz" ittifak olarak ayırmak uygulama açısından daha uygun bir seçenek olabilir. Çocuklar ile yapılan araştırmalar bağ ve görev kavramlarının net olarak ayrışmadığını, çocukların terapi görevlerini terapistle kurduğu bağdan bağımsız değerlendirmenin anlamlı olmayabileceğini göstermektedir (DiGiuseppe, Linscott ve Jilton, 1996; Faw, Hogue, Johnson, Diamond ve Liddle, 2005; Hogue, Dauber, Stambaugh, Cecero ve Liddle, 2006). Aynı zamanda, bir kültürde geliştirilmiş psikolojik ölçme aracının başka bir kültüre uyarlama çalışmasında ölçek yapısında benzeşik olmayan bazı bulgular olabilir. Bununla birlikte, Türkiye'de konuya

ilişkin yeterli görgül veriler olmaması nedeniyle, faktör örüntüsünde görülen kısmi farklılıkları, kültüre özgü bir durum olarak yorumlamak erken olacaktır ve bu alanda ilkemizde daha fazla çalışma gerekmektedir.

Ölçeğin yapı geçerliğini incelemek için çocuk psikopatolojisi alanında yaygın olarak kullanılan davranış değerlendirme (ÇDDÖ, ÖBF), duygu düzenleme (DDÖ) ve global işlevsellik ölçekleri (ÇGDÖ) ile ilişkiler incelenmiştir. Sonuçlara göre GDTİÖ toplam puan ve alt faktörleri diğer ölçeklerle beklenen ilişkiler sergilemektedir. Örneğin, aile ve öğretmenlerden alınan bilgiler doğrultusunda dışsallaştırma ve toplam puanı ölçen alt boyutlarla küçük veya orta derecede ve negatif yönde ilişkiler bulunmuştur. Aynı şekilde terapistlerden alınan global işlevsellik ölçekleri ile orta derecede anlamlı bir ilişki ortaya çıkmıştır. Ancak GDTİÖ ve içselleştirme problemleri arasında ilişki bulunamamıştır. Bunun nedeni özellikle dışsallaştırma sorunu olan çocukların terapide terapötik ittifaktan faydalandığı, ancak içselleştirme sorunu olan çocukların ilişki kurma kapasitelerinin daha gelişkin olmasından ötürü, terapötik ittifak kavramının onların terapideki ilerleyişi için aynı önemi taşımaması olabilir (Shirk ve Karver, 2003). Ayrıca, ailelerden alınan bilgiler ile GDTİÖ arasındaki ilişkilerin öğretmenlerden alınan bilgilere kıyasla daha güçlü etki düzeyinde olduğu bulunmuştur. Literatürde aile ve öğretmenlerden gelen bilgiler arasında tutarsızlık olduğu bulunmuş ve çocukların ev ve okul ortamında davranışlarının değişmesi ve öğretmen ve ebeveynlerin sorunlu davranışlara tahammül seviyesinin farklılaşmasından ötürü bu tutarsızlıkların ortaya çıkmış olabileceği öne sürülmüştür (De Los Reyes, Thomas, Goodman ve Kundey, 2013). Aynı şekilde, Halfon ve ark. (2019) sadece öğretmenler tarafından terapi başı ve sonunda doldurulan sorun ölçeklerindeki değişim ve terapötik ittifak eğrileri arasında ilişki bulunmuş, ancak aileler tarafından doldurulan ölçekler ile ilişki bulunamamıştır. Ancak bu sonuçları daha iyi anlamak için başka örneklerle yürütülen çalışmalara ihtiyaç vardır.

Duygu düzenleme ölçeği ile ilişkilere bakıldığında ise olumlu ittifak skoru ile duygu düzenleme arasında pozitif yönde, olumsuz duygu durumları ve toplam ittifak skoru arasında negatif yönde ilişkiler bulunmuştur. Literatürde duygu düzenleme özellikleri ve terapötik ittifak arasında benzer yönde ilişkiler bulunmuştur (Fisher, Atzil-Slonim, Bar-Kalifa, Rafaeli ve Peri, 2016). Bu sonuçlar önemli klinik doğurgular taşımaktadır. Özellikle dışsallaştırma ve toplam sorunlarla bulunan negatif ilişki, bu sorunlarla başvuran çocuklarla terapötik ittifak kurmanın zorluğuna ve terapi ilişkisini güçlü tutmanın önemine işaret etmektedir. Aynı zamanda terapistlerin duygu düzenlemesi ve global işlevselliği yüksek çocuklarla daha kolay ilişki kurduğu ve bu çocukların terapi görevlerini gerçekleştirdiği görülmektedir.

Ölçeğin ayırt edici geçerliği yaş, cinsiyet ve sorunlu davranış tiplerine göre incelenmiş, danışan yaşının terapötik ittifakı anlamlı bir şekilde yordadığı, dışsallaştırma ve toplam sorunların ise ittifak seviyesini ayırıştırma eğiliminde olduğu bulunmuştur. Buna göre, olumsuz ittifakın en küçük yaş grubunda en yüksek olduğu, toplam ittifakın da bu yaş grubunda en düşük seviyede olduğu çıkan sonuçlar arasındadır. Bu bulgunun küçük çocukların terapi çalışmalarına uymakta zorlanabilmelerinden ve büyük çocukların kendilerini gözlemlenebilir bir şekilde terapistle ifade etmeye (örn., deneyimlerini paylaşma) daha yatkın olmalarından kaynaklanabileceği düşünülmektedir. Nitekim, Kronmüller ve arkadaşları (2002) daha büyük çocukların terapötik görevlerde daha işbirlikçi olduklarını bulmuştur. Dışsallaştırma ve toplam problemi yüksek olan çocukların olumsuz ittifak kurması yine literatürle tutarlı (Halfon ve ark., 2019; Shirk ve Karver, 2003) ve beklenen bir bulgudur. Bu sorunlara sahip çocukların saldırgan ve sınır zorlayan davranışlar gösterebildiği ve bu nedenle terapistlerin bu çocuklarla ilişki kurmakta zorlanabileceği düşünülmektedir. Sınır seviyede toplam sorun gösteren çocukların en olumlu ittifakı kurması ise ilginç bir bulgudur. Bunun nedeni bu çocukların daha fazla problem gösteren çocuklar kadar saldırgan davranışlar göstermemesi ve sorun göstermeyen çocuklara göre terapistle daha fazla ihtiyaç duymaları olabilir. Ancak, bu bulgunun daha iyi anlaşılması için diğer çalışmalarda tekrarlanması gerekmektedir. Ayrıca, ölçeğin çocukların sorun tipleri ve seviyesine göre ayırıştırıcı gücü sınır seviyede kalmış, daha geniş ve çeşitli örneklerle tekrarlanması gerekmektedir.

Bu çalışmada Fjermestad ve arkadaşları (2012) tarafından yapılan çalışmada olduğu gibi, ayırt edici geçerlik analizleri tamamıyla anlamlı çıkmamıştır. Cinsiyet ile anlamlı bir sonuç elde edilememesi, terapötik ittifakın cinsiyete bağlı olarak değişmeyebileceğini düşündürmektedir. İçselleştirme problemi ile anlamlı ayırıştırıcı bulguların olmaması ise, bu tür sorunları olan çocukların terapötik ittifak kurmakta zorluk yaşamamasından (Chu ve ark., 2014) ve bu nedenle sorunlu davranış göstermeyen çocuklara göre farklı terapötik ittifak özellikleri sergilememelerinden ötürü olabilir. Bu bağlamda düşünüldüğünde, GDTİÖ'nün hangi değişkenler ekseninde ayırıştırma gücünün daha yüksek olduğu gelecek çalışmalarda cevaplanması gereken bir sorudur.

Ölçeğin güvenilirliğini yordamak için iç tutarlılık, gözlemciler arası güvenilirlik ve test-tekrar test yöntemleri uygulanmıştır. İç tutarlık seviyesi incelendiğinde, olumsuz ittifak ve toplam ittifak değerlerinin yüksek veya kabul edilebilir düzeyde olduğu görülmüştür, bu bulgular ölçeğin özgün çalışması ile benzer niteliktedir (McLeod ve Weisz, 2005). Ancak olumlu ittifak için alfa sayısı 0.70'in altında kalmıştır. Bu alt ölçeğin iç tutarlı-

lığının düşük olmasının öncelikli olarak madde sayısının az olması ile ilişkili olduğu düşünülmektedir. Cronbach alpha değerinin özellikle çok boyutlu yapılarda, faktörler için ayrı ayrı hesaplanmasının ölçek güvenilirliğinin iyi bir göstergesi olmadığı da tartışılmaktadır (Sijtsma, 2009). Bu nedenle, alfa katsayısının düşüklüğü tek güvenilirlik göstergesi olarak düşünülmemiştir. Özellikle gözleme dayalı kodlama çalışmalarında önemli bir role sahip olan gözlemciler arası güvenilirlik değeri oldukça yüksek ve önceki çalışmaların da (örn., Langer ve ark., 2011, Liber ve ark., 2010) üstünde bir seviyede bulunmuştur. Bu sonuç yönergelerin ve kodlama şemasının gözlemciler tarafından net bir şekilde anlaşılabilir olduğunu göstermiştir. Ölçekten elde edilen test-tekrar test puanları her ne kadar yüksek seviyede olmasa da anlamlı bulunmuştur. Bunun başlıca nedeni olarak bu çalışmada kullanılan veri setinin psikodinamik terapi yaklaşımından gelmesi olabilir. Bu yaklaşımda, terapi süreci yaklaşık olarak bir yıl devam etmekte olduğundan ön-test ve son-test arası ilişkilerin anlamlılık düzeyi korunsun da kuvveti düşebilmektedir. Yüksek test-tekrar test puanı elde etmiş olan çalışmalar ise (McLeod ve Weisz, 2005; McLeod ve ark., 2014; McLeod ve ark., 2017) psikodinamik terapiye göre çok daha kısa süren bilişsel-davranışçı terapiler ile yapılmıştır.

GDTİÖ'nün terapi süreci boyunca, zaman içinde uğradığı değişim araştırılmıştır. Danışan ile terapist arasında oluşan terapötik ittifakın başta hızlı bir şekilde artıp, bir süre aynı düzeyde devam etikten sonra sürecin sonuna doğru biraz azaldığı, olumsuz ittifakın başta yüksek iken süreç içerisinde azalıp terapinin sonuna doğru arttığı, olumlu ittifakın ise zaman içerisinde değişim göstermediği görülmüştür. GDTİÖ ile yapılmış olan bundan önceki araştırmalar terapötik ittifakı tek faktörlü yapıda değerlendirmiş, toplam terapötik ittifakın zaman içerisinde değişim göstermediğini (Langer ve ark., 2011), kuadratik bir eğri gösterdiğini (Halfon ve ark., 2019) ya da doğrusal bir şekilde azaldığını (McLeod ve ark., 2016) bulmuşlardır. Elde ettiğimiz toplam terapötik ittifakın zaman içerisinde ters U-şeklinde değişimi, önceki GDTİÖ çalışmalarından farklı olmakla birlikte başka bir terapötik ittifak ölçeği kullanılan iki çalışma ile benzer niteliktedir (Chu ve ark., 2014; Kendall ve ark., 2009). Terapötik ittifakın başta daha düşük olmasının nedeni çocukların terapiye kendi isteklerinden ziyade ebeveynlerinin kararı ile getirilmeleri, terapi ortamının yeniliğinin ve yabancılığının çocuklar için kaygı verici olabilirdiği, ancak zaman içerisinde terapistle ve terapi çalışmasına alıştıkça daha güçlü ittifak kurmaları olabilir. Ayrıca, terapi sürecinin sonlandırılmasına yakın danışanın deneyimlediği olası ayrılık kaygısı ile birlikte terapistle olumsuz duygularda ve terapi çalışmasına karşı dirençte artış görülebilmektedir (Schneider, Midgley

ve Duncan, 2010). Bu durum, terapi sürecinin sonunda gözlemediğimiz toplam terapötik ittifaktaki düşüşü, olumsuz terapötik ittifaktaki artışı açıklayabilir niteliktedir. Ancak, olumlu ve olumsuz ittifakın seyrinde gözlemlenen farklılığın ileriki araştırmalarda incelenmesi gerekmektedir.

Bu çalışma hem ölçeğin Türkçe'ye uyarlanması, hem de kullanılan analiz çeşitliliği açısından önemlidir. Bundan önceki çalışmalar, ya yapı geçerliğini incelemiş (Fjermestad ve ark., 2012), ya da iç tutarlık, gözlemciler arası tutarlılık ve birleşen geçerliğini (McLeod ve Weisz., 2005; MecLeod ve ark., 2014; McLeod ve ark., 2017) kriter olarak belirlemiştir. Bu çalışmada ise, ölçeğin geçerliği, güvenilirliği ve yapısı farklı yöntemlerle incelenmiştir. Çalışmanın sınırlılıkları değerlendirildiğinde, katılımcılar açısından az sayıda çocuk ve terapist ulaşılabilmiş olması önemli bir sınırlılık olarak görülmektedir. Ayrıca, bu çalışma belli bir kuramsal çerçevede yürütülen psikodinamik terapi sürecinde terapötik ittifak kavramını yordamış ancak diğer yaklaşımlar ele alınmamıştır. Bu nedenden ötürü ölçeğin bazı maddelerinin varyansı (bkz. Madde 7: Çocuk ne derece terapötik görevleri seans dışında, hayatında değişiklik yapmak için kullandı?) yeterli kalmış ve bu terapi modelinde sınırlıdır. İlerleyen çalışmaların daha geniş örneklem, sorun grupları ve farklı terapi modelleri ile yürütülmesi önerilmektedir. Ayrıca, çalışmanın psikometrik niteliği gereği, veri toplama sürecinde, laboratuvar ortamı dışında, doğal psikoterapi süreçlerine ilişkin bilgiler toplanmış olup laboratuvar ortamının kontrol edilebilirlik avantajı mevcut çalışmada sınırlı düzeyde kalmaktadır. Ayrıca, çocuklar ile kullanılacak Türkçe uyarlaması yapılmış başka bir terapötik ittifak ölçeği literatürde bulunmadığından birleşen geçerliği bu tip bir ölçekle sınırlanmamış ve ileriki çalışmalarda yapılması önerilmiştir.

Sonuçlar umut vaat edici olsa da, GDTİÖ'nün model uyum değerlerinin birinin sınırın altında kalması nedeniyle yapı geçerliğinin yeniden sınanması, ayrıştırıcı geçerliğine dair anlamlı çıkmayan değişkenlerin yeniden değerlendirilmesi ve GDTİÖ'nün ayrıştırma gücünün yüksek olduğu değişkenlerin belirlenmesi gerekmektedir. Ayrıca, olumlu ittifakın iç tutarlılığı da daha büyük ve çeşitli bir örneklem ile sınanmalıdır. GDTİÖ'nün test ve tekrar test puanlarının gelecekteki çalışmalarda daha kısa aralıkla ölçülmesi önerilmektedir. İzleyen dönemde, başka klinik örneklem üzerinde yürütülecek araştırmalar ile ölçeğin klinik kullanımına ilişkin veriler elde edilmesine gereksinim duyulmaktadır.

Kaynaklar

- Accurso, E. C., Hawley, K. M. ve Garland, A. F. (2013). Psychometric properties of the Therapeutic Alliance Scale for caregivers and parents. *Psychological Assessment, 25*, 244-252.
- Achenbach, T. M. (1991). *Manual for the child behavior checklist/4-18 and profile*. Burlington, VT: University of Vermont, Department of Psychiatry.
- Achenbach, T. M. ve Rescorla, L. A. (2000). *Mental health practitioners' guide for the Achenbach System of Empirically Based Assessment (ASEBA)*. Burlington: University of Vermont, Department of Psychiatry.
- Batum, P. ve Yağmurlu, B. (2007). What counts in externalizing behaviors? The contributions of emotion and behavior regulation. *Current Psychology, 25*(4), 272-294.
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 16*, 252-260.
- Chiu, A. W., McLeod, B. D., Har, K. ve Wood, J. J. (2009). Child-therapist alliance and clinical outcomes in cognitive behavioral therapy for child anxiety disorders. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 50*(6), 751-758.
- Chu, B. C., Skinner, L. C. ve Zandberg, L. J. (2014). Trajectory and predictors of alliance in cognitive behavioral therapy for youth anxiety. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology, 43*(5), 721-734.
- Creed, T. A. ve Kendall, P. C. (2005). Therapist alliance-building behavior within a cognitive-behavioral treatment for anxiety in youth. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 73*(3), 498-505.
- Darchuk, A., Wang, V., Weibel, D., Fende, J., Anderson, T. ve Horvath, A. O. (2000). *Manual for the Working Alliance Inventory-Observer form* (4th revision). Unpublished manuscript.
- DiGiuseppe, R., Linscott, J. ve Jilton, R. (1996). Developing the therapeutic alliance in child-adolescent psychotherapy. *Applied and Preventive Psychology, 5*(2), 85-100.
- Elvins, R. ve Green, J. (2008). The conceptualization and measurement of therapeutic alliance: An empirical review. *Clinical Psychology Review, 28*, 1167-1187.
- Erol, N. ve Şimşek, Z. T. (2000). Mental health of Turkish children: Behavioral and emotional problems reported by parents, teachers, and adolescents. *International Perspectives on Child and Adolescent Mental Health, 1*, 223-247.

- Erol, N., Arslan, B. L. ve Akçakın, M. (1995). The adaptation and standardization of the Child Behavior Checklist among 6-18 year-old Turkish children. In J.A. Sergeant (Ed.), *Eunethydis: European Approaches to Hyperkinetic Disorder* (pp. 97-113). Zurich: Fotoratar.
- Estrada, A. ve Russell, R. (1999). The development of the Child Psychotherapy Process Scales (CPPS). *Psychotherapy Research*, 92, 154-166.
- Faw, I., Hogue, A., Johnson, S., Diamond, G. M. ve Liddle, H. A. (2005). The Adolescent Therapeutic Alliance Scale: Development, initial psychometrics, and prediction of outcome in family-based substance abuse prevention counseling. *Psychotherapy Research*, 15, 141-154.
- Field, A. (2000). *Discovering statistics using SPSS: (and sex, drugs and rock'n'roll)* (Vol. 497). Sage.
- Fjermestad, K., McLeod, B. D., Heiervang, E. R., Havik, O. E., Öst, L.-G. ve Haugland, B. S. M. (2012). Factor structure and validity of the Therapy Process Observational Coding System for Child Psychotherapy-Alliance scale. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 41(2), 246-254.
- Flückiger, C., Del Re, A. C., Wampold, B. E. ve Horvath, A. O. (2018). The alliance in adult psychotherapy: A meta-analytic synthesis. *Psychotherapy*, 55(4), 316-340.
- Grienerberger, J. ve Foreman, S. A. (1993). *Development of the Child Therapeutic Alliance Scale (CTAS)*. Paper presented at the 24th Annual Meeting of the Society for Psychotherapy Research, Pittsburgh, PA.
- Gülüm, V. İ., Uluç, S. ve Soygüt, G. (2018). Terapötik İttifak Ölçeği-Kısa Formun psikometrik özelliklerinin incelenmesi. *Türk Psikiyatri Dergisi*, 29, 47-53.
- Halfon, S., Özsoy, D ve Çavdar A. (2019). Therapeutic alliance trajectories and associations with outcome in psychodynamic child psychotherapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 87 (7), 603-615.
- Hatcher, R. L. ve Gillaspay, J. A. (2006). Development and validation of a revised short version of the Working Alliance Inventory. *Psychotherapy Research*, 16, 12-25.
- Hogue, A., Dauber, S., Stambaugh, L., Cecero, C. ve Liddle, H. (2006). Early therapeutic alliance and treatment outcome in individual and family therapy for adolescent behavior problems. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74, 121-129.
- Hooper, D., Coughlan, J., ve Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Articles*, 2.
- Horvath, A. O. ve Greenberg, L. S. (1989). Development and validation of the working alliance inventory. *Journal of Counseling Psychology*, 36, 223-233.
- Karver, M. S., Nadai, A. S., Monahan, M. ve Shirk, S. R. (2018). Meta-analysis of the prospective relation between alliance and outcome in child and adolescent psychotherapy. *Psychotherapy*, 55(4), 341-355.
- Kendall, P. C., Comer, J. S., Marker, C. D., Creed, T. A., Puliafico, A. C., Hughes, A. A., . . . Hudson, J. (2009). In-session exposure tasks and therapeutic alliance across the treatment of childhood anxiety disorders. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 77(3), 517-525.
- Kenny, D. (2011). Respecification of Latent Variable Models. URL: <http://davidakenny.net/cm/respec.htm> (Erişim tarihi: 23 Kasım 2019).
- Kline, R. B. (2005). *Methodology in the social sciences*.
- Kronmüller, K. T., Victor, D., Horn, H., Winkelmann, K., Reck, C., Geiser-Elze, A. ve Hartmann, M. (2002). Therapeutic relationship patterns in child and adolescent psychotherapy / Muster der therapeutischen Beziehung in der Kinder- und Jugendlichen-Psychotherapie. *Zeitschrift für Klinische Psychologie, Psychiatrie und Psychotherapie*, 50(3), 267-280.
- Langer, D. A., McLeod, B. D. ve Weisz, J. R. (2011). Do treatment manuals undermine youth-therapist alliance in community clinical practice? *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 79, 427-432.
- Liber, J. M., McLeod, B. D., Van Widenfelt, B. M., Goedhart, A. W., van der Leeden, A. J. M., Utens, E. M. W. J. ve Treffers, P. D. (2010). Examining the relation between the therapeutic alliance, treatment adherence, and outcome of cognitive behavioral treatment for children with anxiety disorders. *Behavior Therapy*, 41, 172-186.
- Marmar, C. R., Gaston, L., Gallagher, D. ve Thompson, L. W. (1989). Alliance and outcome in late-life depression. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 177, 464-472.
- McLeod, B. D., Islam, N. I., Chiu, A. W., Smith, M. M., Chu, B. ve Wood, J. J. (2014). The relationship between the alliance and client involvement in CBT for youth diagnosed with anxiety disorders. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 43(5), 735-741.
- McLeod, B. D., Jensen-Doss, A., Tully, C. B., Southam-Gerow, M. A., Weisz, J. R. ve Kendall, P. C. (2016). Role of setting versus treatment modality on alliance in youth therapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 84(5), 453-464.
- McLeod, B. D., Southam-Gerow, M. A. ve Kendall, P. C. (2017). Observer, youth, and therapist perspectives on the alliance in cognitive behavioral treatment for youth anxiety. *Psychological Assessment*, 29(12), 1550-1555.

- McLeod, B. ve Weisz, J. (2005). The therapy process observational coding system-alliance scale: Measure characteristics and prediction of outcome in usual clinical practice. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 73*, 323-333.
- Öztaş, N. (1995). *Terapist ile hasta arasındaki terapötik ilişkinin farklı boyutlarda incelenmesi*. Yayınlanmamış doktora tezi, Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Raudenbush, S. W., Bryk, A. S. ve Congdon, R. (2011). *HLM 7.00 for windows [Computer software]*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Rey, J. M., Starling, J., Wever, C., Dossetor, D. R. ve Plapp, J. M. (1995). Inter-rater reliability of global assessment of functioning in a clinical setting. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 36*(5), 787-792.
- Schneider, C., Midgley, N. ve Duncan, A. (2010). A “motion portrait” of a psychodynamic treatment of an 11-year-old girl: Exploring interrelations of psychotherapy process and outcome using the Child Psychotherapy Q-Set. *Journal of Infant, Child, and Adolescent Psychotherapy, 9*(2-3), 94-107.
- Shaffer, D., Gould, M. S., Brasic, J., Ambrosini, P., Fisher, P., Bird, H. ve Aluwahlia, S. (1983). A children’s global assessment scale (CGAS). *Archives of General Psychiatry, 40*(11), 1228-1231.
- Shields, A. ve Cicchetti, D. (1997). Emotion regulation among school-age children: The development and validation of a new criterion Q-Sort Scale. *Developmental Psychology, 33*, 906-916.
- Shirk, S. R. ve Karver, M. (2003). Prediction of treatment outcome from relationship variables in child and adolescent therapy: A meta-analytic review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 71*, 452-464.
- Shirk, S. R. ve Saiz, C. C. (1992). Clinical, empirical, and developmental perspectives on the therapeutic relationship in child psychotherapy. *Development and Psychopathology, 4*(4), 713-728.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach’s alpha. *Psychometrika, 74*(1), 107.
- Soygüt, G. ve Işıklı, S. (2008). Terapötik ittifakın değerlendirilmesi: Terapötik İttifak Ölçeği’nin güvenilirlik ve geçerlik çalışması. *Türk Psikiyatri Dergisi, 19*, 398-408.
- Soygüt, G. ve Uluç, S. (2009). Bilişsel davranışçı terapi sürecinde Terapötik İttifak Ölçeği-Gözlemci formunun psikometrik özelliklerinin değerlendirilmesi. *Türk Psikiyatri Dergisi, 20*, 367-375.
- Zetzel, E. R. (1956). Current concepts of transference. *International Journal of Psychoanalysis, 37*, 369-376.

Summary

The Psychometric Properties of the Turkish Form of the Therapeutic Alliance Observational Coding System (TPOCS-A)

Sibel Halfon

İstanbul Bilgi University

Deniz Özsoy

İstanbul Bilgi University

Demet Kara

Altınbaş University

Alev Çavdar

İstanbul Bilgi University

Therapeutic Alliance (TA) is an umbrella term referring to a number of interpersonal processes that take place in psychotherapy. Presently, most definitions of TA in youth psychotherapy focus on the affective and collaborative aspects of the patient–therapist relationship outlined by Bordin (Elvins & Green, 2008). Bordin (1979) identified three dimensions of TA, which are bond, referring to the affective aspects of the patient–therapist relationship, task constituting agreement and participation in the activities of therapy and finally mutual consensus on goals in treatment.

Even though the alliance–outcome association has been well established in adult psychotherapy with over 200 studies (Flückiger, Del Re, Wampold, & Horvath, 2018), when it comes to the field of child psychotherapy, the most recent meta-analysis by Karver, Nadai, Monahan and Shirk (2018) found only 28 studies that used an explicit measure of TA, which revealed a small to medium effect consistent with the adult TA literature and with prior youth meta-analyses (McLeod, 2011; Shirk & Karver, 2003). The number of studies is limited because research on youth alliance–outcome associations is relatively new compared to adult psychotherapy and there are few empirically validated measures.

There is no gold standard for therapeutic alliance measurement in youth psychotherapy. Observer-rated methods are considered to be a more reliable method for assessing therapeutic alliance since they are not subject to youth’s varying ability to self-report on the relationship (Shirk & Karver, 2003). The Therapy Process Observational Coding System for Child Psychotherapy – Alliance Scale (TPOCS-A; McLeod & Weisz, 2005) is based on independent evaluators’ ratings of actual therapy sessions and has been found to have good psychometric properties in past studies (McLeod & Weisz, 2005). To the author’s knowledge, there is no empirically validated measure of therapeutic alliance for child psychotherapy that has been adapted to Turkey. The aim of this

study was to investigate the psychometric properties of the Turkish form of TPOCS-A with a group of children in psychodynamic play therapy.

Methods

Participants

The source of data used for this study comes from Istanbul Bilgi University Psychotherapy Research Laboratory, which provides low-cost outpatient psychodynamic psychotherapy. The sample included 117 children. All the children were born in Turkey and came from relatively homogeneous urban neighborhoods and belonged to low to middle socioeconomic status (SES). 24% of the children were 4-5 years old, 30% were 6-7 years old, and 46% were 8-10 years old. 44% of the children were girls. They were referred most frequently due to behavioral problems such as rule-breaking and aggressive acts (42%), followed by anxiety and depressive complaints (20%), school problems such as learning difficulties (19%), and finally social problems (19%). The therapists were 38 clinical psychology master’s level students, who were all female, with ages ranging from 23 to 35 years. The standard treatment applied at Istanbul Bilgi University Psychological Counseling Center is psychodynamic play therapy.

Measures

The following scales were used in this study apart from TPOCSA-TR. The Child Behavior Checklist (CBCL; Achenbach, 1991; Erol ve Şimşek, 2010) is a widely used method of identifying problematic behaviors in children with two separate versions for ages 1.5-5 and 6-18. The scale has good reliability and validity. Teacher Rating Form (TRF; Achenbach, 1991; Erol ve Şimşel, 2010) includes 118 items, 93 of which have counterparts on the CBCL. The scale has good reliability and validity. The Children’s Global Assessment Scale

(CGAS; Shaffer et al., 1983) is a numeric rating scale (from 1 to 100) used by mental health clinicians to rate the general functioning of children under the age of 18. It has shown moderate to excellent inter-rater reliability. Emotion Regulation Checklist (ERC; Shields & Cicchetti, 1995; Batum & Yağmurlu, 2007) comprises 24 items describing emotion regulation and dysregulation behaviors. The scale has good reliability and validity.

Procedures

The parents, teacher and therapists filled out the outcome scales at the beginning and end of therapy. Demographic information was collected before treatment. Reliable and trained raters rated the sessions using TPOCSA-TR. 65% of the sessions were double coded and their averages were taken. The rest of the sessions were coded by one rater.

Data Analytic Strategy

The factor structure of the scale will be investigated using Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. For reliability analyses, internal consistency of the factors, inter-rater and test-retest reliabilities will be calculated. In order to investigate the scale's validity, divergent validity will be investigated according to children's ages, sex and diagnoses. Convergent validity will be investigated with other alliance scales and outcome measures. The change in therapeutic alliance over the course of treatment will be investigated using Hierarchical Linear Modeling. SPSS, AMOS and HLM 7.00 programs will be used in the analyses.

Results

Factorial Structure and Reliability

Principal component analysis using a direct oblimin rotation revealed a 2-factor structure. The two factor structure explained 56% of the total variance and represented the positive alliance and negative alliance factors (please see Table 1). Next, a confirmatory factor analysis was conducted. The two factor model was tested to analyze how well it fits to the data. Modification indices suggested to correlate the error terms between items 2, 5 and 9. The model was revised accordingly and the final model had a good fit to the data (please see Table 2). This two factor model was also compared with the one factor model and was found to have superior fit to the data. The factors and item loadings are presented in Table 1. The internal consistencies of the factors was tested by Cronbach Alpha and was found to be adequate for total alliance and negative alliance (0.71 and 0.81; respectively) but was low for positive alliance (0.64).

Convergent Validity

TPOCSA-TR total score showed significant associations with most outcome scales, the positive alliance factor showed significant associations with the CBCL externalizing and total scores and ERC emotion regulation subscale, and the negative alliance score showed significant associations with TASC therapist alliance, CGAS global functioning, CBCL and TRF externalizing scores (please see Table 3).

Divergent Validity

Multivariate Analysis of Variance (MANOVA) was conducted in order to evaluate whether TPOCSA-TR total score and factors differentiated children's ages, sex and diagnoses. Age significantly differentiated negative alliance ($F(7,115) = 3.22, p < 0.01, \eta^2 = 0.18$), such that three year-old children ($M = 7.67, SD = 7.67$) compared to other age groups formed a more negative alliance. Age also significantly differentiated total alliance ($F(7,115) = 2.43, p < 0.05, \eta^2 = 0.15$), such that children who were age three ($M = 23.33, SD = 8.19$) formed the most negative alliance. CBCL externalizing problems were associated with negative alliance at trend level of significance ($F(2,115) = 2.84, p = 0.06, \eta^2 = 0.05$). Children with clinical level problems ($M = 4.08, SD = 3.89$), compared to children in the non-clinical range ($M = 2.49, SD = 2.65$) formed a more negative alliance. Finally, positive alliance score marginally differentiated CBCL total problems ($F(2,115) = 2.83, p = 0.06, \eta^2 = 0.05$), such that children who had borderline level problems ($M = 9.37, SD = 3.04$) formed the highest positive alliance.

Inter-rater Reliability

Cronbach alpha coefficients between two raters was calculated to be on average 0.90 (min = 0.73; max = 1.00).

Test-retest Reliability

In order to assess test-retest reliability of TPOCSA-TR's factors and total score, Pearson correlations were calculated between alliance ratings at the beginning and end of treatment. Total alliance ($r = 0.35, p < 0.01$), positive alliance ($r = 0.28, p < 0.01$), and negative alliance ($r = 0.41, p < 0.01$) showed statistically significant test-retest reliability.

Sensitivity to Change

In our data, sessions were nested within children who were nested within therapists, therefore we used Hierarchical Linear Modeling (HLM). 453 sessions from different phases of treatment were included in the analyses. The results indicated a quadratic change in therapeutic alliance such that total therapeutic alliance increased

over the course of treatment, and showed a decrease towards the end of treatment, whereas negative alliance showed an opposite pattern (please see Table 4).

Discussion

The findings indicate that TPOCSA-TR showed a different factor structure than the original, however our findings are consistent with the ensuing studies that found a similar factor structure as ours (see Fjermestad et al., 2012) being the positive and negative alliance factors. Modification indices suggested that item 2, 5 and 9 was correlated, which could suggest a hidden latent factor that could not be elucidated within the current factor structure. However, the model fit indices were good and superior to the one factor model, therefore this factor solution was retained. The internal consistencies of the negative alliance and total alliance subscales was acceptable; however, the positive alliance scale's internal consistency was low. The inter-rater reliabilities were excellent. The relatively low, albeit significant, test-retest reliability findings may be due to the long-term nature of the therapies. In terms of validity, the scale showed meaningful relations with some of the outcome scales such as the externalizing and total problem dimensions of CBCL and TRF and emotion regulation scores on ERC. We did not find significant associations with CBCL/TRF internalizing problems, which may be due to these children's stronger ability to form relationships and thus the therapeutic alliance may be less essential for their therapeutic progress. The lower therapeutic alliance scores of children with externalizing and total problems point to the importance of keeping the relationship strong with these children. Younger children formed a poorer alliance possibly because of their difficulty in understanding and complying with the therapeutic tasks. TPOCSA-TR total score was sensitive to change and showed a quadratic trajectory over the course of treatment. The children's negative reactions to separation may explain the decrease in therapeutic alliance towards the end of treatment.

These findings show that TPOCSA-TR has acceptable reliability and validity, however the internal consistency of the factors needs to be improved. Moreover, the divergent validity needs to be tested with other scales and diagnostic groups. Our findings show that TPOCSA-TR shows promise to be used in future research, however our findings need to be replicated with a larger sample, different populations and psychotherapy orientations.