



Çocuklar için Psikolojik İyi Oluş Ölçeği: Bir Ölçek Uyarlama Çalışması

Psychological Well-being Scale for Children: A Scale Adaptation Study

Sayfa | 1774

Semra KIYE , Dr. Öğretim Üyesi, Muş Alparslan Üniversitesi, s.kiye@alparslan.edu.tr

Selen DEMİRTAŞ ZORBAZ , Doç. Dr., Ankara Üniversitesi, sdzorbaz@ankara.edu.tr

Tansu ALAN , Öğretim Görevlisi, Adıyaman Üniversitesi, tansualan@adiyaman.edu.tr

Geliş tarihi - Received: 31 Ekim 2024
Kabul tarihi - Accepted: 8 Nisan 2025
Yayın tarihi - Published: 28 April 2025



Öz. Bu çalışmada Çocuklar için Psikolojik İyi Oluş Ölçeği'nin (ÇİPiÖ) Türkçe'ye uyarlamasının gerçekleştirilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaçla ilk aşamada yapı geçerliliği ve içtutarlılık güvenirliğini test etmek için 343'ü kız, 383'ü erkek 729 ilköğretim ve ortaokul öğrencisinden veri toplanmıştır. Çocukların yaş ortalaması 10.1'dir (sd=1.16). İkinci aşamada ise ölçeğin test – tekrar test güvenirliğini test etmek için 32'si kız, 38'si erkek öğrenci olmak üzere toplam 70 öğrenciden veri toplanmıştır. Çocuklar için Psikolojik İyi Oluş Ölçeği'nin üç farklı formu için yapılan doğrulayıcı faktör analizi sonuçlarına göre en iyi uyum indekslerine altı maddelik formun sahip olduğu görülmüştür ($\chi^2=13.63$, sd=9, GFI=.99, CFI=.96, TLI=.94, SRMR=.027, RMSEA=.027). Ergenler için Kısa Okulda Öznel İyi Oluş Ölçeği ile yapılan benzer ölçekler geçerliliği sonucunda her üç formun da pozitif ve düşük korelasyona sahip olduğu ortaya konmuştur. Her üç formun da iç tutarlılık kat sayıları .70'in altında olmakla beraber test – tekrar korelasyonlarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Elde edilen bulgular ve çocuklarda iyi oluşu ölçmek için bu bulguların doğrularını literatür ışığında tartışılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Psikolojik iyi oluş, Çocuklar, Ölçek uyarlama.

Abstract. The aim of this study was to adapt the Psychological Well-Being Scale for Children into Turkish. For this purpose, in the first stage, data were collected from 729 primary and secondary school students, 343 girls and 383 boys, to test the construct validity and internal consistency reliability. The mean age of the children was 10.1 years (sd=1.16). In the second stage, data were collected from 70 students, 32 female and 38 male students, to test the test-retest reliability of the scale. According to the results of the confirmatory factor analysis conducted for three different forms, it was seen that the six-item form had the best fit indices ($\chi^2=13.63$, sd=9, GFI=.99, CFI=.96, TLI=.94, SRMR=.027, RMSEA=.027). As a result of the similar scales validity with the Brief School Subjective Well-Being Scale for Adolescents, it was revealed that all three forms had positive and low correlations. The internal consistency coefficients of all three forms were under .70 and the test-retest correlations were statistically significant. The findings and the implications of these findings for measuring psychological well-being in children are discussed in the light of the literature.

Keywords: Psychological well-being, Children, Scale adaptation.



Extended Abstract

Introduction. One of these positive concepts that is the subject of research is the concept of well-being. It is essentially defines what is ultimately and non-instrumentally best for an individual. The condition of non-instrumentality means that the individual does not consider any means as permissible while striving to be good (Crisp, 2016). As a result of the research conducted, it is stated by researchers that the concept of well-being has a multidimensional structure and should be measured in different dimensions (Forgeard vd., 2011; Diener vd., 2003). Research shows that the concept of well-being consists of two basic domains: subjective well-being and psychological well-being (Keyes vd., 2002).

By examining the literature, it is understood that there are many measurement tools to determine the subjective well-being of children and adolescents in Türkiye (Bozgün and Akın Kösterelioğlu, 2015; Eryılmaz and Sapsağlam, 2018). Only one measurement tool was found to measure children's psychological well-being, and it can be seen that this scale was developed to measure social and psychological well-being and studies were conducted to adapt it to Turkish (Akın vd., 2016). It can be stated that valid and reliable measurement tools are needed to measure the psychological well-being of children in Türkiye. In this context, the aim of this study is to measure the psychological well-being of children in Türkiye using the three forms of the Psychological Well-Being Scale for Children (Opree et al., 2018), which is used to determine the psychological well-being of children at the primary and secondary school level (8-12 years).

Method. The study collected data from two different groups. In the first study group, of the 729 students from whom data were collected to test the confirmatory factor analysis of the scale, 343 were female and 383 were male. The data obtained from the secondary school students in this study group were used in the calculations of criterion validity. Of the 176 students from whom data were collected for these calculations. In order to test the test-retest reliability of the second group scale, data were collected from a total of 70 students.

Three data collection instruments were used, the demographic information form, Psychological Well-Being Scale for Children and the Short School Subjective Well-Being Scale for Adolescents. In the study, Suzanne Opree, the leader of the team that developed the scale, was first contacted and her permission to adapt the scale was obtained (29.12.2021, personal communication). After the translation process, the researchers contacted the schools where the application was planned and the applications were carried out by visiting the school on the appropriate times.

The construct validity of the CBQ was examined using confirmatory factor analysis (CFA). To determine the reliability of the scale, Cronbach's alpha internal consistency coefficient and test-retest reliability coefficient were calculated for each sub-dimension using the "psych" package (Revelle, 2022) in the R program and the McDonald's omega "MBESS" package (Kelley, 2021).

Results. When the fit values were examined as a result of the CFA analysis, TLI, GFI, AGFI, RMSEA showed acceptable fit, while the CFI value was found to be below the acceptable value of .80 (Chow et al., 2001). For this reason, the CFA was repeated after the modification suggestions were made and the calculated chi-square value was found to be significant. GFI and AGFI values were found to be .94 and .93 respectively. These values, which are higher than .90, indicate a perfect fit. The RMSEA was found to be .043 and the SRMR .049. A 90% confidence interval of the RMSEA value covering .05 and a SRMR value less than .05 indicate good fit (Hu and Bentler, 1999; Kline, 1994).



A first level CFA analysis was performed to study the fit of the 12-item scale form, which was obtained by taking the two items with the highest factor loadings in each dimension in the original form of the scale, and the standardised coefficient values were found to be statistically significant between .25 and .36. When the fit values were examined as a result of the CFA analysis, GFI, AGFI, RMSEA, TLI showed a good fit, while the CFI value was found to be below .80, which is an acceptable value. Therefore, among the modifications proposed by the model, it was decided to merge the error variances of item 1 with item 2 and item 15 with item 16, as these items have similar meanings. In the confirmatory factor analysis conducted after the modifications, the chi-square value calculated for model-data fit was found to be significant.

When the standardised coefficients were examined as a result of the first level CFA analysis for the adaptation study of the 6-item scale form, which were obtained by taking one item with the highest factor loading in each dimension in the original form of the scale, it was concluded that these values showed a statistically significant relationship between .20 and .33. The chi-square value was divided by the degrees of freedom, this value was found to be 1.5. GFI and AGFI values are greater than 0.90; RMSEA and SRMR values less than 0.05 indicate a perfect fit (Kline, 1994).

Discussion and Conclusion. Within the scope of this research, a study was conducted to adapt the Psychological Well-Being Scale for Children into Turkish. Considering the model-data fit scores for all forms of the scale, it can be said that the established model fits the data perfectly and therefore the scale has structural validity. However, when all these results are considered together, it is clear that the 6-item form has the best fit. When the internal consistency coefficients of all three forms are examined, they are found to be low. Although it is generally accepted that a Cronbach alpha coefficient of over .70 is sufficient evidence of the reliability of the measurement, the existence of such a cut-off point for reliability is also debated. Some studies suggest that setting a cut-off point for reliability coefficients is problematic. Setting a cut-off point for Cronbach alpha is not based on empirical research and limits the perspective (Agbo, 2010). At the same time, Schmitt (1996) states that if a measure has a meaningful scope of content and other desirable properties, may not be a major obstacle to its use. Therefore, comments about the reliability of the measure based solely on a Cronbach alpha below or above .70 may be misleading.



Giriş

Psikoloji biliminin uzun yıllar boyunca bireyin ruh sağlığı alanına ilişkin depresyon, kaygı, öfke gibi olumsuz göstergelere odaklandığı bilinmektedir. Bununla birlikte araştırmacıların, ruh sağlığının olumsuz göstergeleri yerine olumlu bileşenlerine yöneldiği ve bunlarla da ilgilenmeye başladığı (Gable, ve Haidt, 2005) anlaşılmaktadır. Yapılan araştırmalarda mutluluk (Seligman, 2002), karakter güçleri (Kiye ve Boysan, 2022; Park ve Peterson, 2009), yaşam doyumu (Çivitçi, 2012; Veenhoven, 1996), öznel iyi oluş (Chamberlain, 1988), psikolojik sağlık (Doğan ve Yavuz, 2020; Rutter, 1993) gibi kavramların yanı sıra merhamet (Nas, 2021), şükran (Kardaş ve Yalçın, 2018), iyi oluş (Telef, 2013) gibi kavramların ele alındığı ve bu konularda araştırmaların yürütüldüğü görülmektedir. Dolayısıyla bireylerin ruh sağlığına bakış açısında neyin bozuk olduğundan çok neyin güçlendirilebileceğine doğru bir değişim olduğu söylenebilir.

Araştırmalara konu olan bu pozitif kavramlardan biri de iyi oluş kavramıdır. İyi oluş kavramı temelde bir birey için araçsal olmadan ve nihai olarak en iyi olanın ne olduğunu tanımlamaktadır. Araçsal olmama koşulu bireyin iyi olmak için çabalarken her yolu mübah görmemesini ifade etmektedir (Crisp, 2016). Yapılan araştırmalar sonucunda iyi oluş kavramının çok boyutlu bir yapı gösterdiği ve farklı boyutlarda ölçülmesi gerektiği araştırmacılar tarafından belirtilmektedir (Diener, 2006; Diener vd., 2003; Forgeard, Jayawickreme, Kern ve Seligman, 2011). Yürütülen araştırmalar iyi oluş kavramının, psikolojik iyi oluş (eudaimonik) ve öznel iyi oluş (hedonik) olarak ele alınan iki temel alandan oluştuğunu göstermektedir (Keyes vd., 2002). Buna göre öznel iyi oluş çerçevesinde acıdan kaçınma, hazza ulaşma gibi konular yer alırken, psikolojik iyi oluşun ise yaşamda anlam bulma, hayata yönelik amaçlar oluşturma ve bunlara ulaşma çabası gösterme, diğer insanlarla ilişkilerin niteliği, sorumlulukla davranma gibi konu alanlarını barındırdığı anlaşılmaktadır (Ryan ve Deci, 2001). Konu alanları değerlendirildiğinde psikolojik iyi oluşun öznel iyi oluşu tamamlayıcı nitelikte ortaya çıktığı ifade edilmektedir (Forgeard vd., 2011).

Psikolojik iyi oluşa ilişkin araştırmaların geçmişten bu yana yürütüldüğü anlaşılmakta ancak geçmişte de psikolojik iyi oluşu oluşturan ve etkileyen değişkenlerin belirlenmesi konusunda zorluklar olduğunun belirtildiği görülmektedir (Bradburn, 1969). Bununla birlikte psikolojik iyi oluş Ryff (1989) tarafından kişisel gelişim modellerini, yaşam boyu gelişim perspektiflerini ve pozitif ruh sağlığını gibi konu alanlarını temel alarak psikolojiyi bu temel alanlarda açıklayan kuramsal yaklaşımlara dayandırarak tanımlanmaktadır. Bu kapsamda Ryff, psikolojik iyi oluşun bütün bu kuramlara dayalı olarak; öz-kabul, diğerleri ile pozitif ilişkiler, özerklik, çevresel kontrol, yaşam amacı ve kişisel gelişim olmak üzere altı boyuttan oluştuğunu belirtmektedir. Bu bağlamda psikolojik iyi oluşu bu altı boyutta ölçmek üzere yetişkinlerde kullanılmak üzere geçerlik ve güvenilirliği gösterilmiş bir ölçme aracı da geliştirmiştir (Ryff ve Keyes, 1995). Öznel iyi oluştan farklı olarak psikolojik iyi oluş iyi oluşun eudaimonik yönüne odaklanmaktadır. Buna göre hedonik iyi oluştaki pozitif duyguda kalmak ve iyi hissetmek yerine iyi işler yapmaya ve iyi yaşamaya odaklanmaktadır (Forgeard vd., 2011). Yetişkinler için birçok çalışma olsa da çocuklardaki iyi oluşun tanımlanmasında ise hala bir tutarlılık söz konusu değildir. Pollard ve Lee (2003)'nin yaptığı çalışmada çocuklarda iyi oluşa yönelik, olumlu duygu durumunun varlığı ve olumludan olumsuza doğru süreklilik gösterdiğine yönelik tanımlamaların olduğu görülmüş ve yaşama standardı gibi çocuğun bağlamı, depresyon gibi iyi oluşun olmadığı durumlar ve paylaşılan duygular gibi kollektif şekillerde açıklanmaya çalışıldığı görülmüştür.



Çocuklarda iyi oluşun tanımı üzerinde anlaşılabilmesi gerek psikolojik iyi oluş gerekse de öznel iyi oluşun özellikle çocuklarda nasıl ölçüleceğine dair literatürde birçok tartışma olmasına yol açmıştır (örn. Ben-Arieh vd., 2014; Lippman vd., 2011). Pollard ve Lee (2003) literatürdeki araştırmaların birden fazla ölçek kullanarak iyi oluşu ölçmeye çalıştıklarını ve genelde benlik saygısı ve depresyon gibi göstergelerin ölçülerek iyi oluşa işaret olarak yorumlandığını öne sürmektedirler. Onlara göre çocuklarda iyi oluş bu tür tek göstergelere dayanmamalı ve çocuklarda iyi oluşu ölçmek için çok boyutlu ölçeklerin geliştirilmesi gerekmektedir. Benzer olarak Fernandes vd. (2012)'de çocuklarda iyi oluşun birçok faktöre dayandığını ve iyi oluş ölçümlerinin de çok boyutlu olması gerektiğinin altını çizmektedir. Nitekim Rosanbalm vd. (2016) çocukların refahı için üç temel hedeften birinin iyi oluş olduğunu ifade etmekte ve bunun için geçerli ve güvenilir ölçme araçlarına ihtiyaç olduğundan bahsetmektedir. Bununla beraber çocuklara uygulanacak ölçeklerde likert tipinin kullanılması ile ilgili alanyazında çeşitli çalışmalar mevcuttur. Mellor ve Moore (2014) likert tipi kullanılan her ölçekte çocukların maddeleri ayırtıp ayırtıramadıkları ve bilişsel düzeyleri gibi durumların bir sorun olarak ortaya çıkabileceğini söylemektedirler. Dolayısıyla çocuklarda hem iyi oluşun ölçülmesi hem de bu ölçümün likert tipi ölçeklerle yapılması konusu dikkatle ele alınması gereken bir konudur.

Alanyazın incelendiğinde her ne kadar yüksek gelir grubunda olan ülkelerde çocukların iyi oluşlarıyla ilgili daha çok ölçek geliştirme çalışması yapılmış olsa da (Cho ve Yu, 2020) Türkiye' de de çocukların ve ergenlerin öznel iyi oluşunu belirlemeye ilişkin pek çok ölçme aracının bulunduğu anlaşılmaktadır (Akın vd., 2017; Atan ve Buluş, 2021; Bozgün ve Akın Kösterelioğlu, 2020; Demirci ve Ekşi, 2015; Eryılmaz, 2009; Eryılmaz ve Sapsağlam, 2018; Özen, 2005; Özbey, 2019; Özdemir ve Sağkal, 2016). Çocukların psikolojik iyi oluşunu ölçmeye yönelik ise sadece bir ölçme aracına rastlanmış ve bu ölçeğin de sosyal ve psikolojik iyi oluşu ölçecek tarzda geliştirildiği ve Türkçe'ye uyarlama çalışmalarının yapıldığı görülmektedir (Akın vd., 2016). Nitekim Cho ve Yu (2020) da çalışmalarında özellikle 2010 yılından sonra öznel iyi oluş çalışmalarına daha çok odaklanıldığını ve çocuklarda öznel iyi oluşu ölçmeye yönelik daha fazla sayıda ölçme aracı olduğunu öne sürmüşlerdir. Dolayısıyla çocuklarda psikolojik iyi oluşu ölçme konusunda sınırlı sayıda çalışma olduğu söylenebilir.

Bu bağlamda Türkiye'de çocukların psikolojik iyi oluşunu ölçmeye yönelik geçerli özelliklere sahip ve güvenilir niteliklerde ölçme araçlarına ihtiyaç duyulduğu ifade edilebilir. Psikolojik iyi oluş modelini geliştiren ve yetişkinlerde kullanılabilecek Psikolojik İyi Oluş Ölçeği'ni geliştiren Ryff (1989)'in modelinden ve ölçeğinden faydalanılarak geliştirilen Çocuklar için Psikolojik İyi Oluş Ölçeği' nin (Opree, Buijzen ve Reijmersdal, 2018) (8-12 yaş) uyarlanması, çocukların psikolojik iyi oluşunu ölçmeye ve bu duruma yönelik müdahaleler belirlemeye ilişkin önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Çocuklar için Psikolojik İyi Oluş Ölçeği'nin 24, 12 ve altı madde olmak üzere üç farklı formu bulunmaktadır ve kısa maddeli yapısı çocuklara uygulamada kolaylık sağlayabilmektedir. Buna ek olarak ölçeğin maddelerinin soru şeklinde olması ve soru şeklindeki maddelerin çocuklar için daha uygun olması (Royeen, 1985) ölçeğin güçlü yanlarından biridir. Aynı zamanda ölçeğin çevresel kontrol, kişisel gelişim, yaşam amacı, öz kabul, özerklik ve pozitif ilişkiler alt boyutları bulunmaktadır. Uyan-Semerci ve Erdoğan (2016) yaptıkları çalışmalarında Türkiye'deki çocukların iyi oluş göstergelerini sağlık, araçsal iyi oluş, eğitim, risk ve ilişkiler boyutlarında ele aldıklarını göstermektedirler. Bununla beraber Türkiye'de farklı boyutların test edildiği iyi oluş ölçümlerine rastlanmamıştır. Bu çalışmada Opree vd. (2018) belirlediği iyi oluş boyutlarının kültürel olarak Türkiye'deki çocuklara da uygun olup olmadığı görülecek ve Türkiye'deki çocukların iyi oluşlarının ölçülmesine yönelik katkı sağlayabilecektir.



Bu kapsamda bu araştırmanın amacı ilkököl ve ortaoköl düzeyindeki (8-12 yaş) çocukların psikolojik iyi oluş düzeylerini belirleyebilmeye yönelik olarak kullanılacak Çocuklar için Psikolojik İyi Oluş Ölçeği' nin (Opree vd., 2018) üç formunun da Türkiye'deki çocukların psikolojik iyi oluşlarını ölçmede kullanabilmesini sağlamak üzere Türkçe' ye uyarlamasının yapılmasıdır. Çalışmada aşağıdaki soruya cevap aranmıştır:

Çocuklar için Psikolojik İyi Oluş Ölçeği'nin 24, 12 ve altı maddelik formları çocukların psikolojik iyi oluşlarını ölçmede geçerli ve güvenilir ölçümler sağlamakta mıdır?

Yöntem

Bu bölümde mevcut araştırmaya ilişkin model, çalışma grupları, verilerin toplanması için kullanılan araçlar ile işlem yolu ve elde edilen verilerin analiz basamaklarına yönelik açıklamalar yapılmış ve sunulmuştur.

Araştırmanın modeli

Bu araştırmada, Opree vd., (2018) geliştirdiği Çocuklar için Psikolojik İyi Oluş Ölçeği'nin Türkçeye uyarlama çalışmasının yürütölmesi, geçerlik ve güvenilirliğin sınanması amaçlanmıştır. Araştırmada tarama modeli kullanılmıştır. Tarama araştırmaları, bir grubun belirli özelliklerini (örneğin, ilgi ve tutum) veya görüşlerini belirlemeye yönelik çalışmalardır (Büyüköztürk vd., 2020). Bu doğrultuda, betimsel yöntem uygulanmış ve nicel araştırma tekniklerinden yararlanılmıştır.

Çalışma grupları

Çalışma kapsamında iki farklı gruptan veri toplanmıştır. Öncelikle ölçeğin DFA'sını gerçekleştirmek için Türkiye'nin çeşitli bölgelerinde bulunan ilkököl ve ortaokullardan veri toplanmıştır. Daha sonra benzer ölçek geçerliliği için bu grup içerisinde her iki ölçeği de dolduran ortaoköl öğrencileri seçilmiştir. Test-tekrar test güvenilirliğini hesaplamak için ise dördüncü sınıf öğrencilerinden veri toplanmıştır. Aşağıda iki çalışma grubu da detaylı bir şekilde açıklanmıştır.

Çalışma Grubu 1: Ölçeğin doğrulayıcı faktör analizini test etmek için veri toplanan 729 öğrencinin 343'ü kız, 383'ü erkektir ve üç öğrenci bu soruya cevap vermemiştir. Öğrencilerin 108'i üçüncü sınıfa, 235'i dördüncü sınıfa, 171'i beşinci sınıfa, 153'ü altıncı sınıfa, 60'i yedinci sınıfa devam etmekte ve iki öğrenci sınıfını belirtmek istememiştir. Çocukların yaş ortalamaları 10.1'dir (sd=1.16). Öğrencilerin 720'sinin annesi sağ olup, üçü vefat etmekle beraber altısı bu soruya cevap vermemiştir. Babalarının ise 720'si sağ, dördü vefat etmiş ve beşi bu soruya cevap vermemiştir. Ebeveynlerinin ise 701'i birlikte, 10'u ayrı yaşamakta, 15'i ise boşanmış olup üç öğrenci bu soruya cevap vermemiştir. Bu çalışma grubu içerisinde ortaokula devam etmekte olan öğrencilerden alınan veriler ölçüt geçerliğine yönelik hesaplamalarda kullanılmıştır. Bu hesaplamalar için veri toplanan 176 öğrencinin 105'i kız, 71'i erkektir. Öğrencilerin 63'ü beşinci sınıfa, 55'i altıncı sınıfa, 58'i yedinci sınıfa devam etmektedir. Öğrencilerin 175'inin annesi sağ olup, birinin vefat etmekle babalarının da 175'i sağ, biri vefat etmiştir. Ebeveynlerinin ise 173'ü birlikte, ikisi ayrı yaşamakta, biri ise boşanmıştır.



Çalışma Grubu 2: Ölçeğin test – tekrar test güvenirliğini test etmek için toplam 70 öğrenciden veri toplanmıştır. Bu öğrencilerin 32’si kız, 38’si erkek öğrencidir. Öğrencilerin hepsi dördüncü sınıfa devam etmekte olup yaş ortalamaları 9,9’dur (sd=.67). Öğrencilerin hepsinin anne ve babası sağ olmakla beraber anne babaların 66’sı birlikte yaşamakta ve ikisi ise ayrı yaşamaktadır. İki öğrenci ise bu soruya cevap vermemiştir.

Veri toplama araçları

Bu araştırmada üç veri toplamak üzere üç araç kullanılmıştır. Bunlardan ilki çocukların cinsiyet, yaş, sınıf düzeyi, ebeveynlerinin medeni durumu, ebeveynlerinin hayatta olma durumu vb. özellikleri içermekte olan ve araştırmacılar tarafından geliştirilen Demografik Bilgi Formu’dur. Diğerleri Ergenler İçin Kısa Okulda Öznel İyi Oluş Ölçeği ve uyarlanmak için üzerinde çalışılan Çocuklar için Psikolojik İyi Oluş Ölçeği’dir (ÇİPiÖ).

Çocuklar için Psikolojik İyi Oluş Ölçeği (ÇİPiÖ): Ryff’in yetişkinler için geliştirdiği psikolojik iyi oluş modeline dayanarak Oprea vd. (2018) tarafından geliştirilen ölçek 8-12 yaş arası çocukların psikolojik iyi oluşunu altı boyutta ölçmektedir. Doğrulayıcı faktör analizi sonucunda 24, 12 ve 6 maddelik olmak üzere ölçeğin üç farklı formatta kullanılabileceği ortaya konmuştur. 24 maddelik formun çevresel kontrol, kişisel gelişim, yaşam amacı, öz kabul, özerklik ve pozitif ilişkiler olmak üzere altı alt boyutu bulunmaktadır. Bununla beraber Oprea vd. (2018), 24 ($\chi^2(DF = 243, N = 1877) = 1475.13, p = 0.00, CFI = 0.90, RMSEA = 0.05$) ve 12 maddelik ($\chi^2(DF = 49, N = 1877) = 392.32, p = 0.00, CFI = 0.93, RMSEA = 0.06$) formların altı maddelik forma ($\chi^2(DF = 9, N = 1877) = 53.39, p = 0.00, CFI = 0.91, RMSEA = 0.05$) göre daha iyi psikometrik özellikleri olduğunu öne sürmekte ve o formların kullanımını önermektedir. Test - tekrar test korelasyonları 24 maddelik form için .68, 12 maddelik form için .62 ve altı maddelik form için .56 olarak hesaplanmıştır. Cronbach Alpha kat sayıları ise sırasıyla .83, .72 ve .50’dir. Ölçeğin Türkçe formuna ilişkin psikometrik özellikler bu çalışmanın bulgular kısmında verilmiştir.

Ergenler İçin Kısa Okulda Öznel İyi Oluş Ölçeği: Uyarlama çalışması Özdemir ve Sağkal (2016) tarafından yapılan ölçek Tian, Wang ve Huebner (2015) tarafından geliştirilmiştir. Ölçek uyarlama çalışmasına 336 ergen birey katılmıştır. Katılımcıların yaşları 10-15 arasında değişmektedir. Ölçeğin yapı geçerliliğini incelemek üzere yapılan DFA analizine göre elde edilen değerler; $\chi^2 /sd = 2.90$; $RMSEA = .078$, $NFI = .96$, $NNFI = .97$; $CFI = .98$; $GFI = .94$, $AGFI = .90$; $SRMR = .045$ olarak hesaplanmıştır. Ölçek için ölçüt geçerliği çalışması yapılmış, bu kapsamda Pozitif ve Negatif Duygu Ölçeği, Çocuk ve Ergenler için Okula Bağlanma Ölçeği ve Yaşam Doyumu Ölçeği kullanılmıştır. Yapılan çalışma sonucunda, Ergenler İçin Kısa Okulda Öznel İyi Oluş Ölçeği, Yaşam Doyumu Ölçeği, PNDÖ’nün Olumlu Duygu alt ölçeği ile Çocuk ve Ergenler için Okula Bağlanma Ölçeği arasında pozitif yönlü ve orta düzeyde; PNDÖ’nün Olumsuz Duygu alt ölçeğiyle de negatif yönlü orta düzeyde manidar ilişkiler saptanmıştır. Güvenirlik çalışmaları için 101 öğrenciyle test tekrar test uygulaması yapılmış ve güvenirlik düzeyi .73 ve Cronbach alfa katsayısı ise .87 olarak tespit edilmiştir. Ölçek 10 madde ve 6’lı likert tipindedir. Ölçekten elde edilen toplam puanın artması ergenlerin okulda öznel iyi oluş düzeylerinin arttığı anlamına gelmektedir.



İşlem yolu

Çalışmada öncelikle ölçeği geliştiren ekibin başındaki Suzanne Oprea ile iletişime geçilmiş ve ölçek uyarlaması için izni alınmıştır (29.12.2021, kişisel iletişim). Sonrasında uyarlama çalışması için Muş Alparslan Üniversitesi Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Kurulu'ndan 08.11.2022 tarih ve 67077 sayılı etik kurul izni alınmıştır. Ardından ölçeğin İngilizce formu psikolojik danışma ve rehberlik alanında en az yüksek lisans derecesine sahip ve İngilizcede ileri düzey okuma ve yazma becerisi olan üç uzmana gönderilmiştir. Uzmanlardan gelen çeviriler incelenmiş ve tek bir Türkçe form oluşturularak benzer özelliklerde farklı üç uzmana daha gönderilmiş ve Türkçe formun İngilizceye çevrilmesi istenmiştir. Çeviriler karşılaştırılmış ve orijinal ölçek formundaki maddelerle anlam bütünlüğünün korunduğu görülmüştür. Daha sonra oluşturulan Türkçe form yedi ortaokul öğrencisine verilmiş ve geribildirimleri alınmıştır. Orijinal formda ebeveyn (parenting) olarak geçen ifadenin anlaşılmadığı dönütü sonrasında ebeveyn kelimesi yerine anne-baba ifadesi tercih edilmiştir.

Çeviri işlemlerinden sonra araştırmacılar tarafından uygulama yapılması planlanan okullarla iletişime geçilmiş ve onlara uygun gün ve saatlerde okula gidilmiştir. Okulun psikolojik danışmanı araştırmadan ebeveynleri haberdar etmiş ve sözlü onaylarını almıştır. Araştırmacılar, uygulama yapılacak sınıfa girerek araştırmacının amacını açıklamış ve gönüllü olanlara ölçek setleri dağıtılmıştır. Ölçeklerin uygulanması sınıf düzeyine göre 15dk - 30dk arası değişen sürelerde tamamlanmıştır.

Verilerin analizi

Uyarlanacak ölçeğin geçerlik ve güvenirlik sonuçlarının doğru bir şekilde yorumlanabilmesi için önce verilerin kayıp değer, uç değer, normallik ve çoklu doğrusallık varsayımları incelenmiştir. Bu varsayımlar SPSS 26 programı yardımıyla incelenmiştir. Yapılan incelemeye göre kayıp veri olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Veri setinde çok değişkenli uç değerlerin kontrolü Mahalanobis Uzaklığı ile tek değişkenli uç değerlerin kontrolü ise standart z puanları ile yapılmıştır. Tek değişkenli uç değer belirlemede kullanılan z puanlarının -4 ile +4 dışında kalan değerler uç değer olarak alınmaktadır (Çokluk vd., 2018). Tabachnick ve Fidell (2007) çok değişkenli uç değerlerin belirlenmesinde Mahalanobis uzaklıklarının kullanılabileceğini önermektedir. Kontroller sonucunda belirlenen 6 tek değişkenli 11 çok değişkenli uç değer veri setinden çıkarılmıştır. Verilerin tek değişkenli normalliği için çarpıklık ve basıklık değerlerinin incelenmesi, çok değişkenli normalliği için de Mahalanobis uzaklıklarının incelenmesi yapılmıştır. Tek değişkenli normalliğin sağlanması çok değişkenli normalliğin sağlanması için önemli bir veri iken garantisi değildir (Field, 2005), bunun için Mahalanobis uzaklıkları gibi çoklu uç değerlerin ortadan kaldırılması çok değişkenli normallik için uygun olabilmektedir (Tabachnick ve Fidell, 2007). Değişkenler için yapılan normallik analizi sonucunda her bir değişkene ilişkin çarpıklık ve basıklık değerleri -1.96 ile +1.96 (Hair vd., 2010) değerleri arasında yer almaktadır. Bu durumda verilerin normal dağılıma yakın dağılım göstermektedir. Ayrıca çoklu doğrusallığı belirlemek için varyans artış etkeni (VIF) hata payı değerleri (Tolerance) ve durum indeksi (CI) değerleri de incelenmiştir. Gaur ve Gaur (2009)' a göre VIF değerinin 5'ten ve CI değerinin 30'dan büyük olması, Tolerance değerinin 0.02'den küçük olması çoklu bağlantı olduğunu göstergesidir. Analizler sonucunda değişkenlere ilişkin VIF değerleri 5'ten küçük, Tolerance değerleri 0.02'den büyük ve CI değerler 30'dan küçük bulunmuştur.



ÇİPİÖ'nün yapı geçerliğinin incelenmesi için doğrulayıcı faktör analizi (DFA) yapılmıştır. DFA ile modelin gerçek veriyle uyumu incelenmek üzere değişkenler arasındaki ilişkiye yönelik oluşturulan hipotezler test edilmektedir (Kline, 1994; Tabachnick ve Fidell, 2007). Analiz, R programında "lavaan" (Rosseel, 2012) paketi yardımıyla yapılmıştır. DFA'da modelin yapı geçerliliğini incelemek üzere birçok uyum indeksi ele alınmakta ve hesaplanmaktadır (Cole, 1987). Bunlar içinde en sık kullanılanları Ki-Kare Uyum Testi (χ^2), İyilik Uyum İndeksi (GFI), Düzeltilmiş İyilik Uyum İndeksi (AGFI), Yaklaşık Hataların Ortalama Karekökü'dür (RMSEA), Tucker-Lewis Index (TLI) ve Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI) (Hu ve Bentler, 1999; Sümer, 2000). Bu indeksler modelin veriye ne kadar iyi uyduğunu gösterir. Alanyazında, DFA ile hesaplanan (χ^2/sd) oranının 2'den küçük olması mükemmel, 5'ten küçük olması ise modelin gerçek verilerle iyi uyumun bir belirtisi biçiminde değerlendirilmektedir. Modelin veriye uyumunda, CFI değerinin .90'dan yüksek olması, RMSEA değerlerinin ise .08'den küçük olması iyi uyuma işaretir (Tabachnick ve Fidell, 2007; Sümer, 2000; Çokluk vd., 2018). TLI değerinin 0.80 gibi eşik değerin yanı sıra 0.95 gibi yüksek eşik değerine sahip olması gibi ölçütler bulunmaktadır (Hu ve Bentler, 1999, Byrne, 2011). Ayrıca GFI değerinin 0.85'ten ve AGFI değerinin 0.80'den yüksek olması modelin verilerle uyumuna yönelik birer kriter olarak da değerlendirilmektedir (Anderson ve Gerbing, 1984; Cole, 1987). ÇİPİÖ'nün ölçüt geçerliğini belirlemek üzere Ergenler İçin Kısa Okulda Öznel İyi Oluş Ölçeği ile korelasyonu incelenmiştir. Yakınsak geçerlik için ortalama açıklanan varyans (Average Variance Extracted, AVE) hesaplanmıştır. AVE, bir faktördeki maddelerin ilgili yapıyı ne kadar iyi temsil ettiğini gösterir ve genellikle AVE değerinin .50'den büyük olması ölçeğin yeterli yakınsak geçerliğe sahip olduğunu; küçük olması ise zayıf yakınsak geçerliğe sahip olduğunu belirtir (Fornell ve Larcker, 1981; Hair vd., 2010).

ÇİPİÖ'nün güvenilirliğini saptamak üzere her alt boyut için Cronbach alfa iç tutarlılık ve test-tekrar test güvenilirlik katsayıları R programında yer alan "psych" (Revelle, 2022) paketi ile McDonald's omega "MBESS" (Kelley, 2021) paketi yardımıyla hesaplanmıştır. Ayrıca Bileşik Güvenirlik (Composite Reliability- CR) değerlerine bakılmıştır. CR değeri gizil yapının iç tutarlılığını göstermektedir. Genel kabul gören kriterlere göre, CR değerinin .70 ile .95 arasında olması yapı içindeki maddelerin güvenilir ve tutarlı olduğuna işaret eder (Aburumman vd., 2023; Henseler vd., 2016).

Bulgular

Bu bölümde araştırma yürütülürken ele alınan her bir basamağa ilişkin elde edilen bulgular açıklanarak sunulmuştur.

ÇİPİÖ'nün geçerlik ve güvenilirliğine ilişkin bulgular

Bu çalışmada ÇİPİÖ'nün 24, 12 ve 6 maddelik formlarının ayrı ayrı geçerlik ve güvenilirlik analizleri gerçekleştirilmiştir. Bu nedenle öncelikle 24 maddelik formun geçerlik ve güvenilirlik analizlerine yer verilmiş, daha sonra 12 ve 6 maddelik formun analizleri sunulmuştur.

24 Maddelik formun yapı geçerliğine ilişkin bulgular

ÇİPİÖ'ye ait 6 alt boyut birlikte psikolojik iyi oluş yapısını açıkladığı için ölçeğin asıl formundaki gibi 2. Düzey DFA yapılmıştır. Maddelerin faktörleri ile olan ilişkilerini gösteren standardize edilmiş Kiye, S., Demirtaş Zorbaz, S. ve Alan, T. (2025). Çocuklar için psikolojik iyi oluş ölçeği: Bir ölçek uyarlama çalışması. *Batı Anadolu Eğitim Bilimleri Dergisi*, 16(1), 1774-1794.
DOI. 10.51460/baebd.1577138



katsayılar incelendiğinde çevresel kontrol alt boyutu için .25 ile .51; kişisel gelişim alt boyutu için .26 ile .38; yaşam amacı alt boyutu için .26 ile .46; öz kabul alt boyutu için .37 ile .44; özerklik alt boyutu için .28 ile .40 ve pozitif ilişkiler alt boyutu için .25 ile .36 arasında değişmekte olup tümü .05 düzeyinde anlamlıdır. Pozitif ilişkiler alt boyutuna ait 23. madde bulunduğu boyuta .014 ($p>.05$) anlamlı bir ilişki göstermemiş olup bu madde ölçekten çıkarılıp DFA analizleri tekrar edilmiştir. Yapılan DFA analizi sonucunda uyum değerleri incelendiğinde TLI, GFI, AGFI, RMSEA kabul edilir uyum gösterirken CFI değerinin kabul edilir değer olan .80'nin (Chow vd., 2001) altında bulunmuştur. Bu sebeple modelin önerdiği modifikasyonlar ve maddelere ait hata varyansları incelenmiştir. Maddelerin hata varyansları incelendiğinde madde3, madde4 ve madde17'nin hata varyansları .90'nın üstünde bulunduğu ve modelin uyum değerlerini düşürdüğü için bu maddeler ölçekten çıkarılmıştır. Bu maddelerin çıkarılmasıyla birlikte çevresel kontrol ve özerklik alt boyutlarında ikişer madde kalmıştır. Boyutlarda en az üç madde bulunması önerilse (Costello ve Osborne, 2005) de maddelerin birlikte modelin uyum değerlerini iyileştirmesi ve alt boyutlara ait güvenilirlik değerlerinde anlamlı bir farklılık yaratmamasından dolayı bir boyut altında iki madde bulunması da kabul edilebilir (Kenny, 2015; Tabachnick ve Fidell, 2007). Modifikasyon önerileri incelendiğinde madde15 ve madde16'nın hata varyanslarının ilişkilendirilmesi model veri uyumunu iyileştireceği yönündedir. Bu maddeler incelendiğinde maddelerin birbirine çok yakın anlamlar içerdiği ve çocuklar için benzer ifadeler çağrıştırabileceği ihtimalinden dolayı maddelerin hata varyanslarının ilişkilendirilmesine karar verilmiştir. Yapılan modifikasyon önerisinden sonra veri uyumunu incelemek için yapılan DFA sonucuna ilişkim uyum değerleri aşağıda verilmiştir.

Tablo 1.

Çocuklar için iyi oluş ölçeği model-veri uyum (goodness-of-fit indices) istatistikleri (24 madde)

χ^2	Sd	P	GFI	AGFI	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	90%RMSEA
516.56	223	$p<.01$	.94	.93	.84	.81	.049	.043	.038-.048

ÇİPiÖ'nün altı faktörden oluşan modelinin, verilerle gösterdiği uyum düzeyini incelemek üzere yürütülen doğrulayıcı faktör analizinde model-veri uyumu için hesaplanan ki-kare değerinin anlamlı olduğu saptanmıştır, $\chi^2(sd=223) = 516.56$, $p<.01$. Ulaşılan bu sonuç modele dâhil olan parametreler fazla olduğunda beklenen bir durum olarak değerlendirilmektedir. Ki-kare değerinin serbestlik derecesine olan bağımlılığını düzeltmek için bu değer serbestlik derecesine bölündüğünde 2.3 olarak bulunmuştur. Bu oranının 5'ten küçük olması, modelin gerçek verilerle iyi uyumun bir göstergesi olarak görülebilmektedir (Sümer, 2000). GFI ve AGFI değerleri sırasıyla .94 ve .93 olarak bulunmuştur bu değerlerin .90'dan yüksek olması mükemmel uyuma (Cole, 1987; Sümer, 2000) işaretler. RMSEA .043, SRMR .049 olarak elde edilmiştir. RMSEA değerinin %90 olasılıklı güven aralığı .05'i kapsamaması, SRMR değerinin .05'den küçük olması yüksek uyuma (Hu ve Bentler, 1999; Kline, 1994) işaretler. CFI ve TLI değerinin .90 ve üstü olması iyi uyumu 1'e yaklaşması ise çok iyi bir model uyumunu sağladığını göstermektedir (Hu ve Bentler, 1999). Bu değerlerin .80 üstü olması da model veri uyumu için kabul edilebilir bir uyumu gösterdiği bildirilmektedir (Chow vd., 2001). Model veri uyumuna ilişkin elde edilen bütün değerler birlikte değerlendirildiğinde, kurulan modelin veriyile iyi uyum sağladığı ve buna göre ölçeğin yapısal geçerliğe sahip olduğu ifade edilebilir. Buna göre ölçeği oluşturan maddelerin çocuklar için iyi oluş örtük değişkenini ölçebildiği kabul edilebilir görülmektedir.

24 Maddelik Formun Ölçüt Bağıntılı Geçerliliğine İlişkin Bulgular

Kiye, S., Demirtaş Zorbaz, S. ve Alan, T. (2025). Çocuklar için psikolojik iyi oluş ölçeği: Bir ölçek uyarlama çalışması. *Batı Anadolu Eğitim Bilimleri Dergisi*, 16(1), 1774-1794.
DOI. 10.51460/baebd.1577138



ÇİPiÖ'nün 24 maddelik formunun ölçüt bağıntılı geçerliği, Ergenler İçin Kısa Okulda Öznel İyi Oluş Ölçeği ile gösterdiği korelasyon üzerinden incelenmiştir. İki ölçekten alınan toplam puanlar arasında pozitif yönlü anlamlı ve düşük ($r = .38$, $p < .05$) sayılabilecek bir korelasyonun söz konusu olduğu görülmüştür.

24 Maddelik formun yakınsak geçerliğine ilişkin bulgular

ÇİPiÖ'nün 24 maddelik formunun yakınsak geçerliği için AVE değerleri hesaplanmıştır. Bu değerlere göre yalnızca kişisel gelişim boyutu (.60) faktörü 0.50'nin üzerinde olup yakınsak geçerliliği sağlamaktadır. Diğer boyutlar otonomi (.25), çevresel kontrol (.24), kişisel gelişim (.22), yaşam amacı (.30) ve pozitif ilişkiler boyutu (.20) düşük AVE değerlerine sahip olduğu için yakınsak geçerliliğinin düşük olduğu görülmüştür.

24 Maddelik formun güvenirliğe ilişkin bulgular

ÇİPiÖ'nün 24 maddelik formu için iç tutarlık olarak incelenen Cronbach's alfa iç tutarlılık katsayısı otonomi boyutunda .33, çevresel kontrol boyutunda .41, kişisel gelişim boyutu için .50, yaşam amacı boyutu için .35, öz kabul boyutu için .64 ve pozitif ilişkiler boyutu için .34 bulunmuştur. Boyutların iç tutarlık olarak incelenen güvenirlik katsayıları bazı boyutlar için düşük güvenirlikte bulunmuştur. Ölçekten alınan toplam puanlara ilişkin güvenirlik katsayısı ise .70 olarak bulunmuştur. Uyarlama çalışmalarında güvenirliğin asıl formundan düşük çıkması beklenen bir durum olmakla birlikte ölçeğin asıl formu incelendiğinde de otonomi ve pozitif ilişkiler boyutu .40 altında ve civarında güvenirlik katsayısına sahip olduğu görülmüştür. Bunun dışında CR, test tekrar test ve McDonald's omega (ω) gibi farklı güvenirlik katsayıları incelenmiştir. Güvenirlik kestirimleri için önerilen bir diğer katsayı McDonald's omega (ω) katsayısıdır (McDonald, 1999). Omega katsayısı çevresel kontrol boyutu için .41, kişisel gelişim boyutu için .50, yaşam amacı boyutu için .38, öz kabul boyutu için .64, otonomi boyutu için .35, pozitif ilişkiler boyutu için .35 olarak bulunmuştur. ÇİPiÖ'nün tümüne ait Omega katsayısı ise .70 olarak bulunmuştur. Bu sonuçlar Cronbach's alfa ile benzer güvenirlik değerleri vermiştir. Alpha ve Omega arasındaki farkların çok az olduğu ifade edilmektedir (Deng ve Chan, 2017). ÇİPiÖ'nün 24 maddelik formundan elde edilen puanlar için hesaplanan CR katsayısı otonomi boyutu için .40, çevresel kontrol boyutu için .53, kişisel gelişim boyutu için .81, yaşam amacı boyutunda .57, öz kabul boyutunda .46 ve pozitif ilişkiler boyutunda .50 olarak bulunmuştur. Bu sonuçlar kişisel gelişim boyutu için yüksek güvenirlikte olduğunu gösterirken diğer boyutlar için düşük güvenirlikte olduğunu göstermektedir. ÇİPiÖ'nün 24 maddelik formundan elde edilen puanlar için hesaplanan test tekrar test güvenirlik katsayısı otonomi boyutu için .67, çevresel kontrol boyutu için .61, kişisel gelişim boyutu için .71, yaşam amacı boyutunda .70, öz kabul boyutunda .70 ve pozitif ilişkiler boyutunda .48 bulunmuştur. Boyutların test tekrar test güvenirlik katsayıları orta güvenirlik ve üstü olarak bulunmuştur. ÇİPiÖ'den alınan toplam puanlara ilişkin test tekrar güvenirlik katsayısı .80 olarak bulunmuştur. ÇİPiÖ'den alınan toplam puanlara ve alt boyutlara ait güvenirlik incelendiğinde test tekrar test güvenirliğinin yüksek, CR, Alfa ve Omega güvenirliğinin ise orta ve düşük düzeyde olduğu söylenebilir (Büyükoztürk, 2018).



12 Maddelik formun yapı geçerliğine ilişkin bulgular

ÇİPİÖ'nün 24 maddelik ÇİPİÖ'nün asıl formunda her bir boyutta en yüksek faktör yüküne sahip olan 2 maddenin alınmasıyla elde edilen 12 maddelik ölçek formunun uyarlama çalışması için birinci düzey DFA analizi yapılmıştır. Maddelerin faktörleri ile olan ilişkilerini gösteren standardize edilmiş katsayılar incelendiğinde bu değerlerin .25 ile .36 arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişki gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır. Yapılan DFA analizi sonucunda uyum değerleri incelendiğinde GFI, AGFI, RMSEA, TLI iyi uyum gösterirken CFI değerinin kabul edilir değer olan .80'nin (Chow vd., 2001) altında bulunmuştur. Bu sebeple modelin önerdiği modifikasyonlar incelenmiştir. Modifikasyon önerileri incelendiğinde madde1 ile madde2 ve madde15 ile madde16 hata varyanslarının ilişkilendirilmesi model veri uyumunu iyileştireceği yönündedir. Bu maddeler incelendiğinde maddelerin benzer anlamları çağrıştırmamasından dolayı hata varyanslarının ilişkilendirilmesine karar verilmiştir. Ayrıca madde10'un 0,94 düzeyinde yüksek bir hata varyansına sahip olması ve model uyum değerlerini düşürmesinden dolayı modelden çıkarılmasına karar verilmiştir. Yapılan modifikasyon önerilerinden sonra veri uyumunu incelemek için yapılan DFA sonucuna ilişkim uyum değerleri aşağıda verilmiştir.

Tablo 2.

Çocuklar için iyi oluş ölçeği model-veri uyum (goodness-of-fit indices) istatistikleri (12 madde)

χ^2	Sd	p	GFI	AGFI	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	90%RMSEA
96.112	52	p<.01	.98	.97	.93	.91	.036	.035	.023-.045

ÇİPİÖ'nün 12 maddeden oluşan modelinin toplanan verilerle gösterdiği uyum düzeyini incelemek üzere yürütülen doğrulayıcı faktör analizinde model-veri uyumu için hesaplanan ki-kare değerinin anlamlı olduğu saptanmıştır, $\chi^2(sd=52) = 96.112$, $p < .01$. Ki-kare değeri serbestlik derecesine bölündüğünde bu değer 1.8 bulunmuştur. Bu oranının 2'den küçük olması, modelin gerçek verilerle mükemmel uyumun bir belirtisi olarak değerlendirilebilmektedir (Sümer, 2000). GFI ve AGFI değerlerinin .90'dan yüksek olması mükemmel uyuma (Cole, 1987; Sümer, 2000); RMSEA ve SRMR değerlerinin ise .05'ten, küçük olması mükemmel uyuma (Kline, 1994) işarettir. CFI ve TLI değerinin .90 ve üstü olması iyi bir model uyumunu sağladığını göstermektedir (Hu ve Bentler, 1999). Model veri uyumuna ilişkin elde edilen bütün değerler birlikte değerlendirildiğinde, kurulan modelin veriyle iyi uyum sağladığı ve bu sebeple ölçeğin yapısal geçerliğe sahip olduğu ifade edilebilir. Buna göre ölçeği oluşturan 12 maddenin çocuklar için psikolojik iyi oluş örtük değişkenini ölçebildiği kabul edilebilir görülmektedir.

12 Maddelik formun ölçüt bağıntılı geçerliğine ilişkin bulgular

ÇİPİÖ'nün 12 maddelik formunun ölçüt bağıntılı geçerliği, Ergenler İçin Kısa Okulda Öznel İyi Oluş Ölçeği ile gösterdiği korelasyon üzerinden incelenmiştir. İki ölçekten alınan toplam puanlar arasında pozitif yönlü anlamlı ve düşük ($r = .36$, $p < .05$) sayılabilecek bir korelasyonun söz konusu olduğu görülmüştür.



12 Maddelik formun yakınsak geçerliğine ilişkin bulgular

ÇİPiÖ'nün 12 maddelik formunun yakınsak geçerliği için AVE değeri hesaplanmıştır. Bu değer .36 olarak hesaplanmış olup .50'den düşük AVE değerine sahip olduğu için yakınsak geçerlilik açısından düşük olduğu görülmüştür.

12 Maddelik formun güvenirliğe ilişkin bulgular

ÇİPiÖ'nün 12 maddelik formundan elde edilen puanlar için hesaplanan test tekrar güvenirliği .80, CR değeri .86, Cronbach's alfa iç tutarlılık ve Omega güvenirlik katsayıları 0.62 olarak bulunmuştur. ÇİPiÖ'nün test tekrar test ve CR güvenirliğinin yüksek, Alfa ve Omega güvenirliğinin ise orta düzeyde olduğu söylenebilir (Büyüköztürk, 2018). Sonuç olarak 12 maddelik formun zaman içindeki kararlılığının yüksek, maddelerin bir bütün olarak aynı yapıyı ölçmesi güçlü ve maddeler arası tutarlılık orta düzeyde denilebilir.

6 Maddelik formun yapı geçerliğine ilişkin bulgular

ÇİPiÖ'nün asıl formunda her bir boyutta en yüksek faktör yüküne sahip olan 1 maddenin alınmasıyla elde edilen 6 maddelik ölçek formunun uyarlama çalışması için birinci düzey DFA analizi yapılmıştır. Maddelerin faktörleri ile olan ilişkilerini gösteren standardize edilmiş katsayılar incelendiğinde bu değerlerin .20 ile .33 arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişki gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır. Modelin yapı geçerliğini incelemek için yapılan DFA sonucuna ilişkim uyum değerleri aşağıda sunulmuştur.

Tablo 3.

Çocuklar için iyi oluş ölçeği model-veri uyum (goodness-of-fit indices) istatistikleri (6 madde)

χ^2	Sd	p	GFI	AGFI	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	90%RMSEA
13.63	9	p>.01	.99	.99	.96	.94	.027	.027	.000-.054

ÇİPiÖ'nün 6 maddeden oluşan modelinin toplanan verilerle gösterdiği uyum düzeyini incelemek üzere yürütülen doğrulayıcı faktör analizinde model-veri uyumu için hesaplanan ki-kare değerinin anlamlı olduğu saptanmıştır, $\chi^2(sd=9) = 13.63$, $p > .01$. Ki-kare değeri serbestlik derecesine bölündüğünde bu değer 1.5 bulunmuştur. Bu oranının 2'den küçük olması, modelin gerçek verilerle mükemmel uyumun bir göstergesi olarak görülebilmektedir (Kline, 1994; Sümer, 2000). GFI ve AGFI değerlerinin .90'dan yüksek olması mükemmel uyuma (Cole, 1987; Sümer, 2000); RMSEA ve SRMR değerlerinin ise .05'ten, küçük olması mükemmel uyuma (Kline, 1994) işarettir. CFI ve TLI değerinin .90 ve üstü olması iyi uyumu 1'e yakınlaşması ise çok iyi bir model uyumunu sağladığını göstermektedir (Hu ve Bentler, 1999). Model veri uyumuna ilişkin elde edilen bütün değerler birlikte değerlendirildiğinde, kurulan modelin veriyle iyi uyum sağladığı ve bu sebeple ölçeğin yapısal geçerliğe sahip olduğu ifade edilebilir. Buna göre ölçeği oluşturan 6 maddenin çocuklar için psikolojik iyi oluş örtük değişkenini ölçebildiği kabul edilebilir görülmektedir.



6 Maddelik formun ölçüt bağıntılı geçerliğine ilişkin bulgular

ÇİPiÖ'nün 6 maddelik formunun ölçüt bağıntılı geçerliği, Ergenler İçin Kısa Okulda Öznel İyi Oluş Ölçeği ile gösterdiği korelasyon üzerinden incelenmiştir. Kullanılan bu ölçeklerden elde edilen toplam puanların pozitif yönlü anlamlı ve düşük ($r = .33, p < .05$) sayılabilecek bir korelasyon gösterdikleri belirlenmiştir.

6 Maddelik formun yakınsak geçerliğine ilişkin bulgular

ÇİPiÖ'nün 6 maddelik formunun yakınsak geçerliği için AVE değeri hesaplanmıştır. Bu değer .35 olarak hesaplanmış olup .50'den düşük AVE değerine sahip olduğu için yakınsak geçerlilik açısından düşük olduğu görülmüştür.

6 Maddelik formun güvenilirliğe ilişkin bulgular

ÇİPiÖ'nün 6 maddelik formundan elde edilen puanlar için hesaplanan test tekrar güvenilirliği .73, CR değeri .76, Cronbach's alfa iç tutarlılık ve Omega güvenilirlik katsayısı 0.45 olarak hesaplanmıştır. Ulaşılan sonuçlara göre ölçeğin test tekrar test ve CR güvenilirliğinin yüksek, Alfa ve Omega güvenilirliğinin ise orta düzeyde olduğu söylenebilir (Büyüköztürk, 2018). 6 maddelik formun, zaman içindeki kararlılığı orta düzeyde olduğu, maddelerin bir bütün olarak aynı yapıyı ölçmede kabul edilebilir olduğu söylenebilir.

Tartışma, Sonuç ve Öneriler

Bu araştırmada ÇİPiÖ'nün 24, 12 ve 6 maddelik formlarının Türkçe'ye uyarlama çalışmaları yapılmıştır. Bu kapsamda geçerlik çalışması için doğrulayıcı faktör analizi ve benzer ölçek geçerliğinden yararlanılırken güvenilirlik çalışmaları için içtutarlılık kat sayısı ve test – tekrar test korelasyonu hesaplanmıştır.

ÇİPiÖ'nün 24 maddelik formunun uyarlama çalışması için 2. Düzey DFA sonucunda standardize edilmiş katsayılar incelendiğinde pozitif ilişkiler alt boyutuna ait 23. madde bulunduğu boyuta anlamlı ilişki göstermediği görülmüş ve bu madde ölçekten çıkarılarak DFA analizleri tekrar edilmiştir. Yapılan DFA analizi sonucunda uyum değerleri incelendiğinde TLI, GFI, AGFI, RMSEA kabul edilir uyum gösterirken CFI değerinin kabul edilir değer olan .80'nin (Chow vd., 2001) altında bulunmuştur. Bu nedenle modifikasyon önerileri yapıldıktan sonra doğrulayıcı faktör analizi tekrarlanmış ve hesaplanan ki-kare değeri anlamlı olduğu anlaşılmıştır. Bu durum modeldeki parametrelerin fazla olmasıyla açıklanabilir. Ayrıca serbestlik derecesine olan bağımlılığını düzeltmek için Ki-kare değeri serbestlik derecesine bölünerek bu değer 2.3 olarak bulunmuştur. Elde edilen bu değer 5'ten küçük olarak hesaplanması, modelin gerçek verilerle iyi uyum sağladığının bir göstergesi olarak değerlendirilmektedir (Sümer, 2000). GFI ve AGFI değerleri sırasıyla .94 ve .93 olarak bulunmuştur bu değerlerin .90'dan yüksek olması mükemmel uyuma işaretler. RMSEA .043, SRMR .049 olarak elde edilmiştir. RMSEA değerinin %90 olasılıklı güven aralığı .05'i kapsamaması, SRMR değerinin .05'den küçük olması yüksek uyuma işaretler (Hu ve Bentler, 1999; Kline, 1994). CFI ve TLI değerinin .90 ve üstü olması iyi uyumu 1'e yakınlaşması ise çok iyi bir model uyumunu sağladığını göstermektedir (Hu ve Bentler, 1999; Kline, 1994). ÇİPiÖ'nün 24 maddelik formunun uyarlama çalışması için 2. Düzey DFA sonucunda standardize edilmiş katsayılar incelendiğinde pozitif ilişkiler alt boyutuna ait 23. madde bulunduğu boyuta anlamlı ilişki göstermediği görülmüş ve bu madde ölçekten çıkarılarak DFA analizleri tekrar edilmiştir. Yapılan DFA analizi sonucunda uyum değerleri incelendiğinde TLI, GFI, AGFI, RMSEA kabul edilir uyum gösterirken CFI değerinin kabul edilir değer olan .80'nin (Chow vd., 2001) altında bulunmuştur. Bu nedenle modifikasyon önerileri yapıldıktan sonra doğrulayıcı faktör analizi tekrarlanmış ve hesaplanan ki-kare değeri anlamlı olduğu anlaşılmıştır. Bu durum modeldeki parametrelerin fazla olmasıyla açıklanabilir. Ayrıca serbestlik derecesine olan bağımlılığını düzeltmek için Ki-kare değeri serbestlik derecesine bölünerek bu değer 2.3 olarak bulunmuştur. Elde edilen bu değer 5'ten küçük olarak hesaplanması, modelin gerçek verilerle iyi uyum sağladığının bir göstergesi olarak değerlendirilmektedir (Sümer, 2000). GFI ve AGFI değerleri sırasıyla .94 ve .93 olarak bulunmuştur bu değerlerin .90'dan yüksek olması mükemmel uyuma işaretler. RMSEA .043, SRMR .049 olarak elde edilmiştir. RMSEA değerinin %90 olasılıklı güven aralığı .05'i kapsamaması, SRMR değerinin .05'den küçük olması yüksek uyuma işaretler (Hu ve Bentler, 1999; Kline, 1994). CFI ve TLI değerinin .90 ve üstü olması iyi uyumu 1'e yakınlaşması ise çok iyi bir model uyumunu sağladığını göstermektedir (Hu ve Bentler, 1999; Kline, 1994).

Kiye, S., Demirtaş Zorbaz, S. ve Alan, T. (2025). Çocuklar için psikolojik iyi oluş ölçeği: Bir ölçek uyarlama çalışması. *Batı Anadolu Eğitim Bilimleri Dergisi, 16(1), 1774-1794.*
DOI. 10.51460/baebd.1577138



1999). Bu değer .80 üstü olması da sunulan modelin gerçek verilerle uyumu için kabul edilebilir bir uyum düzeyini gösterdiğini bildirmektedir (Chow vd., 2001). 24 maddelik ölçek formunun, bütün değerler birlikte değerlendirildiğinde, sunulan modelin veriyle iyi uyum gösterdiği ve bu sebeple ölçeğin aracının yapısal olarak geçerli olduğu ve ölçeğin çocuklar için iyi oluşu ölçekbildiği belirtilebilir.

Sayfa | 1789

Ölçeğin asıl formunda her bir boyutta en yüksek faktör yüküne sahip olan iki maddenin alınmasıyla elde edilen 12 maddelik ölçek formunun uyarlama çalışması için birinci düzey DFA analizi yapılmış ve standardize edilmiş katsayı değerleri .25 ile .36 arasında istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. DFA analizi sonucunda uyum değerleri incelendiğinde GFI, AGFI, RMSEA, TLI iyi uyum gösterirken CFI değerinin kabul edilir değer olan .80'nin altında bulunmuştur. Bu sebeple modelin önerdiği modifikasyonlardan madde1 ile madde2 ve madde15 ile madde16 hata varyanslarının ilişkilendirilmesine bu maddelerin benzer anlamları çağrıştırmaları nedeniyle karar verilmiştir. Modifikasyonlardan sonra tekrar edilen analizde model-veri uyumu için elde edilen ki-kare değeri anlamlı bulunmakla birlikte Ki-kare değeri serbestlik derecesine bölündüğünde 1.8 bulunmuştur. Bu oranının 2'den küçük bir değer olması, modelin gerçek verilerle mükemmel bir uyum gösterdiği şeklinde belirtilebilir (Sümer, 2000). GFI ve AGFI değerlerinin .90'dan yüksek olması; RMSEA ve SRMR değerlerinin .05'ten, küçük olması mükemmel uyuma (Cole, 1987; Kline, 1994; Sümer, 2000), CFI ve TLI değerinin .90 ve üstü olması iyi bir model uyumu sağlandığına işaretler (Hu ve Bentler, 1999). Model veri uyumuna yönelik bütün bulgular birlikte ele alındığında 12 maddelik ölçek formunun, veriyle iyi uyum sağladığı, yapısal olarak geçerli ve çocuklar için iyi oluşu ölçekbildiği belirtilebilir.

Ölçeğin asıl formunda her bir boyutta en yüksek faktör yüküne sahip olan bir maddenin alınmasıyla elde edilen 6 maddelik ölçek formunun uyarlama çalışması için birinci düzey DFA analizi sonucu standardize edilmiş katsayılar incelendiğinde bu değerlerin .20 ile .33 arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişki gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır. Ki-kare değeri serbestlik derecesine bölündüğünde bu değer 1.5 bulunmuştur. Bu oranının 2'den küçük bir değer olması, modelin gerçek verilerle mükemmel bir uyum gösterdiği şeklinde ifade edilebilir (Sümer, 2000). GFI ve AGFI değerlerinin .90'dan yüksek olması; RMSEA ve SRMR değerlerinin ise .05'ten, küçük olması mükemmel uyuma işaretler (Cole, 1987; Kline, 1994; Sümer, 2000). CFI ve TLI değerinin .90 ve üstü olması iyi uyumu 1'e yakınlaşması ise çok iyi bir model uyumunu sağladığını göstermektedir (Hu ve Bentler, 1999). Model veri uyumuna ilişkin bütün bulgular birlikte ele alındığında 6 maddelik ölçek formunun; veriyle iyi uyum sağladığı, yapısal olarak geçerli ve çocuklar için iyi oluşu ölçekbildiği belirtilebilir. Bütün bu sonuçlar birlikte incelendiğinde en yüksek uyum verilerinin 6 maddelik formdan elde edildiği belirtilebilir.

Her üç formun iç tutarlılık kat sayılarına bakıldığında düşük oldukları görülmektedir. Genel olarak cronbach alpha katsayısının .70 üzerinde olmasının ölçümün güvenilirliğine yeterli kanıt olduğu kabul görse de güvenilirlikte böyle bir kesme noktasının var olması da tartışılmaktadır. Bazı çalışmalar güvenilirlik kat sayısında bir kesme noktası belirlemenin problemli olduğunu öne sürmektedirler. Cronbach alpha'ya bir kesme noktasının verilmesi empirik araştırmalara dayanmamakta ve bakış açısını sınırlamaktadır (Agbo, 2010; Schmitt, 1996). Aynı zamanda Schmitt (1996) bir ölçüm, anlamlı bir içerik kapsamına ve makul tek boyutluluk gibi diğer arzu edilen özelliklere sahipse, düşük güvenilirliğe sahip olmasının kullanımı için büyük bir engel teşkil etmeyebileceğini ifade etmektedir. Dolayısıyla yalnızca Cronbach Alpha'nın .70'in altında ya da üstünde kalmasına dayanarak ölçümün güvenilirliğine ilişkin yapılan yorumlar yanıltıcı olabilecektir.



Cronbach Alpha iç tutarlılık katsayısının düşük çıkmasının bir nedeni de bu yöntemin tek boyutlu ölçümlere daha uygun olduğu ve "ölçek tek boyutludur" varsayımının karşılanması gerektiği (Rogers vd., 2002; Schmitt, 1996; Tan, 2009) ancak iyi oluşun kapsamlı yapısı gereği ölçeğin birçok boyuttan oluşuyor olması olabilir. 24 maddelik formun altı boyuttan oluşuyor olması ve diğer formların da her boyuttan madde içeriyor olması bu ölçek için Cronbach Alpha hesaplanmasının gerçekçi sonuç veremeyebileceğine bir kanıt olarak yorumlanabilir. Bununla beraber ölçekteki madde sayısı azaldıkça Cronbach Alpha'nın da düştüğü görülmektedir ve en düşük cronbach alpha katsayısı altı maddelik form için hesaplanmıştır. Cronbach Alpha katsayısının madde sayısına bağlı olduğu (Cortina, 1993) ve testlerin daha uzun versiyonlarının kısa versiyonlarından daha yüksek Cronbach Alpha'ya sahip olabileceği (Brown, 2002; Vaske vd., 2017) düşünüldüğünde bu şaşırtıcı bir sonuç değildir. Agbo (2010) da madde sayısı yüksek testlerde hesaplanan Cronbach Alpha'nın gerçeği yansıtmayabileceğini ve başka güvenirlik yöntemleriyle desteklenmesi gerektiğini önermektedir. Cronbach Alpha ile ilgili tüm bu tartışmalar göstermektedir ki ölçümün güvenilir olup olmadığı başka yöntemlerle de incelenmelidir. Bu çalışmada omega katsayısı da hesaplanmış ve aynı zamanda test-tekrar test çalışması yapılmış ve her üç form içinde Omega kat sayısının Cronbach Alpha'ya yakın sonuçlar verdiği ve test-tekrar test ölçümlerinin ise anlamlı korelasyonlar verdiği görülmüştür.

Çocuklarda psikolojik iyi oluşu ölçeği bir ölçeğin (ÇİPiÖ) Türkçe uyarlamasının yapıldığı bu çalışmada ölçeğin üç farklı formunun yapı geçerliğinin sağlandığı sonucuna ulaşılmıştır. Uyarlanan ölçeğin okul temelli ruh sağlığı programlarına entegre edilmesi ve çocukların ruh sağlığının geliştirilmesine ilişkin çalışmalarda kullanılması önemli bir katkı olarak değerlendirilebilir. Nitekim bilindiği kadarıyla Türkiye'de çocukların ve ergenlerin öznel iyi oluşunu belirlemeye ilişkin pek çok ölçme aracı (Akın vd., 2017; Atan ve Buluş, 2021; Bozgün ve Akın Kösterelioğlu, 2020; Demirci ve Ekşi, 2015; Eryılmaz, 2009; Eryılmaz ve Sapsağlam, 2018; Özen, 2005; Özbey, 2019; Özdemir ve Sağkal, 2016) olmakla birlikte psikolojik iyi oluşlarını ölçmeye yönelik tek ölçme aracına rastlanmıştır. Bu ölçek ise hem sosyal hem de psikolojik iyi oluşu ölçecek niteliktedir (Akın vd., 2016). Buna göre çocuklarda psikolojik iyi oluşu ölçme konusunda sınırlı düzeyde olan ölçme araçlarına bir yenisinin eklenmesinin özellikle okul psikolojik danışma ve rehberlik hizmetlerinde kullanılması bakımından katkı sunacağı ifade edilebilir. Ayrıca bu yaş grubunda bulunan çocuklara yönelik psikolojik iyi oluşa ilişkin araştırmalar yapılmasına da olanak sağlaması bakımından oldukça işlevsel olacağı söylenebilir.

Bu çalışmada ÇİPiÖ'nün üç farklı formunun yapı geçerliğinin sağlandığı ancak iç tutarlılık ile ilgili sorunlar olduğu görülmektedir. Likert tipi olan bu ölçeğin çocuklarda psikometrik özelliklerinin istendik şekilde çıkmamasının bir nedeni de çocukların genel olarak bilişsel düzeylerinin içsel durumları çoklu değerlendirmede yeterli olmayabileceğinden kaynaklanıyor olabilir. Çocuklar içsel duygular ya da durumlar gibi daha soyut kavramların değerlendirilmesinden ziyade daha somut ve fiziksel durumları değerlendirmede likert tipine uygun düşünebilmektedirler (Mellor ve Moore, 2014). Dolayısıyla çocuklar maddeler arasındaki farklılıkları ve bu maddelerin likert tipi derecelendirmelerini bilişsel olarak anlamamış olabilirler.

Bu araştırmanın bir takım sınırlıkları bulunmaktadır. Bu sınırlıklar arasında verilerin belirli bir bölgeden toplanması belirtilebilir. Buna göre ölçeğin geçerlik ve güvenirlik çalışmaları farklı pek çok bölgeden ve daha geniş çalışma gruplarından veriler toplanarak geçerlik ve güvenirlik çalışmaları tekrarlanabilir. Ayrıca yapılacak çalışmaların boylamsal olarak tasarlanması, ölçeğin geçerliğine ilişkin



ileriki zamanlarda da daha detaylı kanıtlar sunulmasını sağlayabilir. Bu bağlamda ölçeğin kullanılacağı boylamsal araştırmaların tasarlanması önerilebilir. Çocuklara uygulanacak ölçeklerde cevapların kategori sayısı da önemli olmaktadır. Royeen (1985) üçlü, Alan ve Kabasakal (2020) ise üçlü ya da dörtlü likert tipinin çocuklarda kullanılmasının daha uygun olduğunu ifade etmektedir. Dörtlü likert tipinde olan bu ölçeğin farklı formatları gelecek araştırmalarda denenebilir ve psikometrik özellikleri farklı cevap kategori sayısına göre incelenebilir.



Kaynakça

- Aburumman, O. J., Omar, K., Al Shbail, M., and Aldoghan, M. (2022, March). How to deal with the results of PLS-SEM? In *International Conference on Business and Technology* (pp. 1196-1206). Cham: Springer International Publishing.
- Agbo, A. A. (2010). Cronbach's alpha: Review of limitations and associated recommendations. *Journal of Psychology in Africa*, 20(2), 233-239.
- Akın A., Yılmaz S., Özen Y., Raba S., ve Özhan Y. (2016). Stirling çocuklar için duygusal ve psikolojik iyi oluş ölçeği'nin Türkçe formu'nun geçerlik ve güvenirliği. V. *Sakarya'da Eğitim Araştırmaları Kongresi*, Sakarya, Türkiye.
- Akın, A., Çetin, R., and Özen, Y. (2017). The validity and reliability of Turkish version of the brief adolescents' subjective well-being in school scale. *Journal of European Education*, 6(1), 1-7.
- Alan, Ü., and Kabasakal, K. A. (2020). Effect of number of response options on the psychometric properties of Likert-type scales used with children. *Studies in Educational Evaluation*, 66, 100895.
- Atan, A., ve Buluş, M. (2021). Çocuklarda psikolojik iyi oluş: Bir model önerisi ve ölçek geliştirme çalışması. *Marmara Üniversitesi Atatürk Eğitim Fakültesi Eğitim Bilimleri Dergisi*, 54(54), 100-132.
- Ben-Arieh, A., Casas, F., Frønes, I., and Korbin, J. E. (2014). *Multifaceted concept of child well-being*. Handbook of child well-being, 1, 1-27.
- Bozgün K. ve Akın Kösterelioğlu, M. (2020). İlköğretim öğrencileri için okulda öznel iyi oluş ölçeğini Türkçe'ye uyarlama çalışması. *International Journal of Turkish Literature Culture Education* 9(2), 884- 897.
- Bradburn, N. M. (1969). *The structure of psychological well-being*. Chicago: Aldine.
- Brown, J. D. (2002). The Cronbach alpha reliability estimate. *JALT Testing and Evaluation SIG Newsletter*, 6(1), 17-19.
- Büyüköztürk, Ş. (2018). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. Ankara: Pegem Akademi.
- Büyüköztürk, Ş., Çakmak Kılıç, E., Akgün, Ö. E., Karadeniz, Ş., and Demirel, F. (2020). *Bilimsel araştırma yöntemleri* (27. baskı). Pegem Akademi.
- Byrne, B. M. (2011). *Structural equation modeling with AMOS Basic concepts, applications, and programming (Multivariate Applications Series)*. Routledge, New York.
- Chamberlain, J. (1988). On the structure of subjective well-being. *Social Indicators Research*, 20, 581-604.
- Cho, E. Y. N., and Yu, F. Y. (2020). A review of measurement tools for child wellbeing. *Children and Youth Services Review*, 119, 105576.
- Chow, J. C. C., Snowden, L. R. ve McConnell, W. (2001). A confirmatory factor analysis of the BASIS-32 in racial and ethnic samples. *The Journal of Behavioral Health Services and Research*. 28(4), 400-411.
- Cole, D.A. (1987). Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55, 1019-1031.
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98-104. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0021-9010.78.1.98>
- Crisp, R. (2016). *Well-being*. In E. N. Zalta (Ed.), *The Stanford Encyclopedia of Philosophy* (Summer 2016 Edition). <http://plato.stanford.edu/archives/sum2016/entries/well-being>
- Çivitçi, A. (2012). Üniversite öğrencilerinde genel yaşam doyumu ve psikolojik ihtiyaçlar arasındaki ilişkiler. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 21 (2), 321-336.
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G. ve Büyüköztürk, Ş. (2018). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve LISREL uygulamaları*. Ankara: Pegem Akademi.
- Demirci, İ., ve Ekşi, F. (2015). Ergenler için beş boyutlu iyi oluş modeli: EPOCH ölçeğinin Türkçe formunun geçerliği ve güvenirliği. *Gençlik Araştırmaları Dergisi*, 3(3), 9-30.
- Deng, L. and Chan, W. (2017). Testing the difference between reliability coefficients alpha and omega. *Educational and psychological measurement*, 77(2), 185-203.
- Diener, E. (2006). Guidelines for national indicators of subjective well-being and ill-being. *Applied Research in Quality of Life*, 10, 1-7.

Kiye, S., Demirtaş Zorbaz, S. ve Alan, T. (2025). Çocuklar için psikolojik iyi oluş ölçeği: Bir ölçek uyarlama çalışması. *Batı Anadolu Eğitim Bilimleri Dergisi*, 16(1), 1774-1794.

DOI. 10.51460/baebd.1577138



- Diener, E., Scollon, C., and Lucas, R. (2003). The evolving concept of subjective well-being. *Advances in Cell Aging and Gerontology*, 15, 187-219.
- Doğan, T., ve Yavuz, K. (2020). Yetişkinlerde psikolojik sağlık, olumlu çocukluk deneyimleri ve algılanan mutluluk. *Psikiyatride Güncel Yaklaşımlar*, 12, 312- 330. <https://doi.org/10.18863/pgy.750839>
- Eryılmaz, A. (2009). Ergen öznel iyi oluş ölçeğinin geliştirilmesi. *Türk Eğitim Bilimleri Dergisi*, 7(4), 975-989.
- Eryılmaz, A. and Sapsağlam, Ö. (2018). Development of subjective well-being increasing strategies scale for children (1-5 ages) their mothers use. *Journal of Education and Training Studies*, 6(6), 77-83.
- Fernandes, L., Mendes, A., and Teixeira, A. A. (2012). A review essay on the measurement of child well-being. *Social Indicators Research*, 106, 239-257.
- Field, A. (2005). *Discovering statistics using SPSS (and sex and drugs and rock 'n' roll)*. London, UK: Sage.
- Fornell, C., and Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Gable, S. L., and Haidt, J. (2005). What (and why) is positive psychology? *Review of General Psychology*, 9, 103–110.
- Gaur, A. S. and Gaur, S. S. (2009). *Statistical methods for fractise and research*. Plessis.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., and Anderson, R.E (2010). *Multivariate data analysis a global perspective*. Pearson, 7th Edition, Global Edition.
- Henseler, J., Hubona, G. and Ray, P. (2016). Using PLS path modeling in new technology research: Updated guidelines. *Industrial Management and Data Systems*, 116(1), 2-20. <https://doi.org/10.1108/IMDS-09-2015-0382>.
- Hu, L. T., and 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.
- Kardaş, F. ve Yalçın, İ. (2018). Şükran: Ruh sağlığı alanında güncel bir kavram. *Current Approaches in Psychiatry/Psikiyatride Güncel Yaklaşımlar*, 10(1), 1-18.
- Kelley, K. (2021). MBESS: *Methods for the behavioral, educational, and social sciences*. (Versiyon 4.8.1).
- Keyes, C. L. M., Shmotkin, D., and Ryff, C. (2002). Optimizing well-being: The empirical encounter of two traditions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82, 1007-1022.
- Kline, P. (1994). *An easy guide to factor analysis*. New York: Routledge.
- Lippman, L. H., Moore, K. A., and McIntosh, H. (2011). Positive indicators of child well-being: A conceptual framework, measures, and methodological issues. *Applied Research in Quality of Life*, 6(4), 425-449.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. LEA Publisher.
- Mellor, D., and Moore, K. A. (2014). The use of Likert scales with children. *Journal of pediatric psychology*, 39(3), 369-379.
- Nas, E. (2021). Pozitif psikolojide güncel bir kavram: Merhamet doyumunu. *Psikiyatride Güncel Yaklaşımlar*, 13(4), 668-684. <https://doi.org/10.18863/pgy.852636>
- Opre, S. J., Buijzen, M., and Van Reijmersdal, E. A. (2018). Development and validation of the psychological well-being scale for children (PWB-c). *Societies*, 8(1), 18. <https://doi.org/10.3390/soc8010018>
- Özbey, S. (2019). Okul öncesi çocuklar için sosyal duygusal iyi oluş ve psikolojik sağlık ölçeğinin (PERİK) geçerlik güvenirlik çalışması. *Uluslararası Toplum Araştırmaları Dergisi*, 10(17), 756-786.
- Özdemir, Y. ve Sağkal, A. S. (2016). Ergenler için kısa okulda öznel iyi oluş ölçeği'nin Türkçe'ye uyarlanması: Geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Ege Eğitim Dergisi*, 17(2), 333-350. <https://doi.org/10.12984/eegeed.280748>
- Özen, Ö. (2005). Ergenlerin öznel iyi oluş düzeyleri. (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi). Hacettepe Üniversitesi, Ankara.
- Park, N., and Peterson, C. (2009). Character strengths: research and practice. *Journal of College and Character*, 10, np.
- Pollard, E. L., and Lee, P. D. (2003). Child well-being: A systematic review of the literature. *Social Indicators Research*, 61, 59-78.
- Kiye, S., Demirtaş Zorbaz, S. ve Alan, T. (2025). Çocuklar için psikolojik iyi oluş ölçeği: Bir ölçek uyarlama çalışması. *Batı Anadolu Eğitim Bilimleri Dergisi*, 16(1), 1774-1794.
- DOI. 10.51460/baebd.1577138



- Revelle, W. (2022). Psych: A package for personality, psychometric, and psychological research. (versiyon 2.2.5).
- Rogers, W. M., Schmitt, N., and Mullins, M. E. (2002). Correction for unreliability of multifactor measures: comparison of Alpha and parallel forms approaches. *Organizational Research Methods*, 5(2), 184-199.
- Rosanbalm, K. D., Snyder, E. H., Lawrence, C. N., Coleman, K., Frey, J. J., van den Ende, J. B., and Dodge, K. A. (2016). Child wellbeing assessment in child welfare: A review of four measures. *Children And Youth Services Review*, 68, 1-16.
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36.
- Royeen, C. B. (1985). Adaptation of Likert scaling for use with children. *The Occupational Therapy Journal of Research*, 5(1), 59-69.
- Rutter, M. (1993). Resilience: Some conceptual considerations. *Journal of Adolescent Health*, 14, 626-631.
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069-1081.
- Ryff, C. D., and Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 719-727
- Schmitt, N. (1996). Uses and abuses of coefficient alpha. *Psychological Assessment*, 8(4), 350.
- Seligman, M. (2002). *Authentic happiness*. New York: Free Press.
- Sümer, N. (2000). Yapısal eşitlik modelleri: temel kavramlar ve örnek uygulamalar. *Türk Psikoloji Yazıları*, 3(6), 49-74.
- Tabachnick, B. G., and Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. New Jersey: Pearson Education.
- Tan, Ş. (2009). Misuses of KR-20 and Cronbach's alpha reliability coefficients. *Education and Science*, 34 (152), 101-112.
- Telef, B. B. (2013). Psikolojik iyi oluş ölçeği: Türkçeye uyarlama, geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 28(28-3), 374-384.
- Uyan-Semerçi, P., and Erdoğan, E. (2017). Child well-being indicators through the eyes of children in Turkey: a happy child would be one who. *Child Indicators Research*, 10, 267-295.
- Veenhoven, R. (1996). *The study of life satisfaction*. In V. E. Saris, R. Veenhoven, A. C. Scherpenzeel, and B. Bunting (Eds.), *A comparative study of satisfaction with life in Europe* (pp. 11-48). Eötvös: University Press.
- Vaske, J. J., Beaman, J., and Sponarski, C. C. (2017). Rethinking internal consistency in Cronbach's alpha. *Leisure Sciences*, 39(2), 163-173. <https://doi.org/10.1080/01490400.2015.1127189>