

## Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu: Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması\*

Marmara Sibling Jealousy Scale Short Form: Validity and Reliability Study

Mustafa OTRAR\*\*   
Bilge KURT KAYA\*\*\* 

### Öz

Bu çalışmada ortaokul öğrencilerinin annelerini kardeşlerinden kıskanma durumlarını ölçmek amacıyla Kurt (2017) tarafından geliştirilen 31 maddelik Marmara kardeş kıskançlığı ölçeğinin kısa formunun geçerlik ve güvenirlik çalışmalarının yapılması amaçlanmıştır. Ölçeğin AFA için çalışma grubu, 2015-2016 ve 2017-2018 eğitim-öğretim yıllarında İstanbul ili Pendik ilçesinde öğrenim gören 860 ortaokul öğrencisi, DFA için de 700 ortaokul öğrencisidir. Geçerlik çalışmalarında yapılan çok basamaklı AFA analizi sonucunda 31 maddeli ölçeğin eigen değeri 1'den büyük toplam varyansın %65.14'ünü açıklayan 4 faktörü olduğu ortaya çıkmıştır. Ancak ilk faktörle diğer faktörler arasındaki fark çok büyük olduğundan (%46.77) ölçek tek faktörlü olarak değerlendirilmiştir. Bu aşamada 10 madde daha elenerek 21 maddeli son haline ulaşılmıştır. N=700 olan ikinci çalışma grubunda DFA sınaması sonrasında model 2'nin iyi uyum gösterdiği ( $\chi^2/df = 1.58$ ;  $p < .001$ ) model iyiliği diğer göstergelerinden  $RMSEA = .030 > .08$   $RMR = .15 > .05$   $NFI = .69 > .8$  değerleri ile uygun referans aralıklarında oldukları saptanmıştır. Güvenirlik çalışmalarında Cronbach Alpha katsayısı  $\alpha = .96$ ; test tekrar test güvenirliği  $r = .80$ ; iki yarı güvenirliği ise  $r_{1-2} = .81$  olarak tespit edilmiştir. Çalışma sonucunda Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formunun kardeş kıskançlığını ölçen geçerli ve güvenilir bir ölçek olduğu ortaya konmuştur.

**Anahtar Kelimeler:** Kıskançlık, kardeş kıskançlığı, ölçek geliştirme.

\* Makalenin ilk hali 2.Uluslararası Eğitimde Yeni Arayışlar Kongresinde sunulmuştur.

\*\* Doç. Dr., Milli Eğitim Bakanlığı Talim ve Terbiye Kurulu Başkanlığı, E-posta: motrar@marmara.edu.tr, Orcid ID: 0000-0001-8543-6177

\*\*\* Sorumlu Yazar, Uzman Psikolojik Danışman, E-posta: eglib.kurt@gmail.com, Orcid ID: 0000-0002-8439-7548

## Abstract

This study aims to perform the validity and reliability studies for a short form based on the 31-item Marmara Sibling Jealousy Scale developed by Kurt (2017) for measuring middle-school students' jealousy levels toward their siblings (the original scale measures mothers' perceptions of jealousy among their children). The study group of the research is comprised of 860 middle schools for the exploratory factor analysis and 700 students selected from middle schools in Pendik, İstanbul in the 2015-2016 and 2017-2018 academic years for the confirmatory factor analysis. As a result of the multi-step exploratory factor analysis, the validity studies have determined the scale to have 31 items and four factors that explain 65.14% of the total variance with eigenvalues greater than 1. However, the scale has been evaluated as having a single factor, because the difference the first factor has with the other factors is very large (46.77%). Ten more items were eliminated in the evaluation stage. Thus, the final version of the scale has been reached with 21 items. In the second study group ( $N = 700$ ), confirmatory factor analysis of the test-retest has determined the goodness-of-fit values ( $\chi^2/df = 1.58$ ;  $p < .001$ ) for Model 2 to show good fit and the other indicators of fit to have appropriate ranges ( $RMSEA$  between .03 and .08;  $RMR$  between .05 and .15; and  $NFI$  between .69 and .8. The reliability study shows Cronbach's alpha to have a value of  $\alpha = .96$ ; test-retest correlations of  $r = .80$ ; and split-half reliability  $r_{1-2} = .81$ . The results reveal the Marmara Sibling Jealousy Scale Short Form to have sufficient reliability and validity levels.

**Keywords:** Jealousy, Sibling jealousy, scale development.

## Summary

### Introduction

While Bakırcıoğlu (2013) defined jealousy as the feeling of being broken or envy caused by the thought of a loved one showing interest or assuming to show interest in another, Yörükoğlu (2010) defined it as the inability to share the person one loves with another.

Volling et al. (2010) stated that not much research exists on jealousy in childhood and that few studies are found to have measured sibling jealousy. Despite the lack of a special scale having been developed for measuring sibling jealousy, some aspect of negative sibling interactions and sibling jealousy can be captured by observing interactions in the mother-father-siblings triad (Volling, et al., 2002). Few studies are emphasized to be found regarding sibling jealousy in middle childhood and adolescence, as well as in early childhood (Volling et al., 2010). In fact, while the qualities of sibling relations have been focused on more, jealousy specifically has not been studied (Apalaçi, 1996; Çavdar, 2003).

As a result of examining the literature performed in relation to scales measuring sibling jealousy, the Sibling Jealousy Detection Data Form (Yiğen, 2005), which can be applied to mothers for determining jealousy of siblings in childhood, the Sibling Relationships Questionnaire (Apalaçi, 1996), which measures the nature of sibling relations in middle school students, the Sibling Relationship Scale developed by Çavdar (2003) and applied to university students, and the Sibling Relationships Measure developed by İnce (2009) have been detected. No scale is encountered to

have measured sibling rivalry in middle school students. This study aims to perform the validity and reliability studies of the short form of the 31-item Marmara sibling jealousy scale Kurt (2017) developed to measure middle school students' mothers' perceptions of sibling jealousy.

## Method

The research is a scale development study. In this scope, a total of 43 items have been created in line with the information obtained from the related literature. The prepared items were examined by 11 experts in the field. The necessary corrections have been made to the items based on the experts' views. For the exploratory factor analysis, applications were carried out with a total of 860 students in the second semester of the 2015-2016 school year. The main analysis started with 700 forms after eliminating 33 participants who were only children and the documents that were deemed invalid for reasons such as incomplete answers and scribbling ( $n = 49 + 78 = 127$ ). The study group is composed of 413 girls (59%) and 287 boys (41%).

Because exploratory factor analysis is often used when examining the validity of a scale's structure in the social sciences, this study also primarily uses exploratory factor analysis. The obtained findings are additionally supported with confirmatory factor analysis. KMO and Bartlett test results are checked, analyses of the principle components are applied, and varimax vertical rotation technique (a rotation approach) are used in factor analysis studies of scales. While examining the scale's factor structure, the eigen value has been taken as 1. In addition to these, the single-factor structure of the scale has also been checked using confirmatory factor analysis (CFA).

Cronbach's alpha has been assessed in the reliability coefficient calculations. For the test-retest reliability, the scale was applied twice with a 10-day interval to a group of 48 people. The Pearson product-moment coefficient has been preferred for analyzing the relationships. In addition, because the scale is one dimensional, split-half reliability and Guttman reliability have also been calculated. Item discrimination, item total, and item residual analyses have been conducted when examining the properties of the items following the validity and reliability analyses.

## Findings

The KMO and Bartlett test results have been checked, principal component analysis has been performed, and the varimax vertical rotation technique has been used in the processes of the scale's factor analysis. In the first factor analysis of the scale, which started with 42 items, 11 items (Items 2, 22, 24, 27, 28, 30, 31, 32, 33, 36, 37) were removed because their common loadings were less than .30, and the factor analysis was repeated on the remaining 31 items.

In the repeated factor analysis, the KMO value was seen to be greater than .60 and the Bartlett test results were significant ( $p < .001$ ); all items were seen to have factor loadings greater than .30. Four factors have emerged that explain 65.14% of the total variance with eigen values greater than 1. However, due to determining the first factor to have high loading, the variance percentages explaining Factors 2, 3, and 4 being low, as well as the gap these factors have with the first factor,

examining the scale as a single factor has been decided. The analyses were repeated for the single-factor structure for the purpose of determining the values that the data would obtain in the single-factor structure in this context.

In the analyses performed for observing the values in the single-factor structure, all items took item-loading values greater than .30; 1 factor emerged that explained 51.75% of the total variance with an eigenvalue of 16.64. In the matrix of the components, which showed the loadings the items received from the factor that formed, all items had item-loading values greater than .30. At this stage, the decision was made to eliminate the items with values less than .60 for the purpose of ensuring that items with the highest measurability remain on the scale. For this reason, the processes continued with the 21 remaining items by eliminating 10 items (Items 1, 3, 17, 18, 19, 20, 23, 37, 39, 42), and the factor analysis was repeated in its final form.

In the factor analysis made with the 21 items, the KMO value is greater than .60 and the Bartlett test result is significant. All items have common loading values greater than .30. In the last stage, the lowest common loading value was calculated to be approximately .44 and the highest common loading value as .72. A single-factor structure has emerged that has an eigen value of 11.89 and explains 56.62% of the total variance.

After testing the confirmatory factor analysis on the second study group ( $N = 700$ ), Model 2 was determined to have good fit ( $\chi^2/df = 1.58$ ;  $p < .001$ ) and the other goodness-of-fit indicators in the model to have appropriate ranges (RMSEA between .030 and .08; RMR between .15 and .05; and NFI between .69 and .8).

The results from the scale's reliability analysis have determined Cronbach's alpha as  $\alpha = .96$ , the split-half correlation value to be  $r_{1-2} = .81$ , the Spearman Brown value to be  $S = .89$ , and the Guttman value to be  $G = .89$ . As a result of the Pearson product-moment correlation analysis that was made for the test-retest reliability, each factor was seen to show a statistically significant relationship between the two applications ( $r = .80$ ;  $p < .001$ ). As a result of the item discrimination analysis, the total score of the scale was seen to be discriminatory and the correlations of all the items in the item-total and item-residual analyses were seen to be statistically significant.

## Discussion

In the factor analyses of all stages performed for the structural validity of the Sibling Jealousy Scale, the KMO value being greater than .60 and the Bartlett test result being significant, as Büyüköztürk (2012) stated, reveals the data to be able to be factored. When examining the common loading values, only 11 items (Items 21, 22, 24, 27, 28, 30, 31, 32, 33, 36, and 37) in the first factor analysis were seen to be less than .30, and these items were eliminated. In the second factor analysis, the scale was determined to have four factors with eigen values greater than 1. However, when the first factor's loading was revealed to be greater than 50% and a large difference of around 46% to have emerged between the first factor's loading value with that of the other factors, the scale was decided to be assessed as having a single-factor structure. In the factor analysis conducted for the

single-factor structure, 10 items were eliminated for having values less than .30 from the factor that formed. This is because Büyüköztürk (2012) stated that items with loading values of .45 or greater are a good criterion, but that this value can be reduced to .30. Item elimination is treated more strictly with the high number of analogous items in the single-factor structure and the motivation to create a short form. In this context, Items 1, 3, 17, 18, 19, 20, 23, 37, 39, and 42 were removed from the scale for having values under .60. In the third stage of the factor analysis, a single-factor structure was obtained that has a large eigenvalue of approximately 11.89 and that explains approximately 56.62% of the total variance.

After testing the CFA on the second study group ( $N = 700$ ), Model 2 was determined to show good fit ( $\chi^2/df = 1.58$ ;  $p < .001$ ) and the other values indicating the goodness of fit of the model to be within appropriate reference ranges ( $RMSEA$  is between .030 and .08;  $RMR$  is between .15 and .05;  $NFI$  is between .69 and .8).

Cronbach's alpha for the scale has been calculated as .96, and no item was found to raise the alpha when eliminated. Because Tezbaşaran (2008) stated that higher alpha values show items to be more consistent and the scale to consist more of items that measure the same features. The values obtained from the other reliability analyses have been calculated as  $r_{1-2} = .80$ ; Spearman Brown = .89, and Guttman = .88. Büyüköztürk (2012) stated that a reliability coefficient of .70 or higher to be sufficient in psychological tests. Because the obtained values are greater than .70, the reliability coefficients of the scale can be said to be sufficient. As a result of the test-retest analyses performed for test reliability, the relationship between the two applications is found significant with  $r = .80$ . Because the correlation coefficient are said to approach 1 as participants' scores in the two applications get closer to one other and the coefficient to approach 0 as the scores get more different (Büyüköztürk et al., 2012), the scale is also answered similarly when applied at different times. Based on this, the test-retest reliability of the scale can be said to be sufficient.

The results of the item discrimination analysis show a significant difference to be found between item averages of the upper and lower 27% of the groups for all items. Büyüköztürk (2012) stated the difference between the item averages of the lower and upper 27% of the groups to be an indicator of the internal consistency of the scale. Therefore, the scale can be said to have internal consistency and the items to be distinctive. When looking at the item-total score correlations, all items are seen to have high correlation values. Karasar (2015) stated low correlation levels to show the items to not have reliability. All the items can be said to distinguish people well based on receiving scores greater than or equal to .30, as stated by Büyüköztürk (2012). All these show the developed scale to be able to be used as a valid and reliable measuring tool.

## Giriş

Bakırcıoğlu (2013) kıskançlığı sevilen kişinin başkasına ilgi göstermesinin ya da ilgi gösterdiğinin sanılmasının yarattığı kırılma ve çekememezlik duygusu olarak tanımlarken Yavuzer (2009; 2011) beklenen ilgi, sevgi, şefkat eksikliğine gösterilen doğal bir tepki, Yörükoğlu (2010) ise kişinin sevdiği kişiyi başkasıyla paylaşmaya katlanamaması olarak tanımlamıştır.

Aynı anne babanın ilgi, sevgi ve sevecenliğini paylaşma zorunluluğu kardeşlerin birbiriyle rekabetine sebep olmaktadır (Yavuzer, 1998). Bu rekabeti önlemek mümkün değildir. Çünkü evde kardeşin doğumuyla beraber kendini dünyanın merkezi olarak gören bir değil iki çocuk bulunmaktadır ve iki çocuk da anne babanın ilgisini mümkün olduğunca çok istemektedir (Karp, 2006). Volling, Kennedy ve Jackey de (2010) kardeş rekabeti sebebiyle kardeşler arasında statü, nesne ve başarı için yapılan yarışlara ek olarak anne-babalarının dikkati ve sevgisi için de kardeşlerin yarıştıklarını belirtmektedirler.

Kardeşi doğana kadar kendine yöneltilmiş olan ilgi ve dikkat kardeşinin doğmasıyla kardeşine yöneltilmeye başlamıştır (Yavuzer, 1998). Bunun sonucunda sevilen özel kişiyle olan ilişki tehlikeye girdiğinden kaygı hissedilmeye başlanmıştır (Bowlby, 1998). Bu yüzden çocuk anne babasıyla ilişkisinde kendini tedirgin hissederek hem kardeşinin sevdiği kişileri elinden alacak olmasından korkar (Bakırcıoğlu, 2013; Yavuzer, 2009; Yavuzer, 2011) hem de sevdiği kişilerle arasında engel oluşturduğu için kardeşine kızar (Bakırcıoğlu, 2013; Bowlby, 1998).

Çocuklar anne babalarından birinin sevgisine ilişkin güvensizlik duyuyorlarsa bu güvensizliğin uzun dönemli etkisi kardeş kıskançlığına sebep olmaktadır. Kardeşlerin birbiriyle karşılaştırılması ve kardeşler arasında kayırma davranışlarının olması çocukların güvensizlik hissi duymasına aşağılık duygusu yaşamasına neden olmaktadır (Carla, 2004). Thompson ve Halberstadt (2008) 5. ve 6.sınıfa giden çocuklarla yaptıkları çalışmada çocukların yaşadıkları kıskançlıkta ilk sebep olarak anne-babalarının kayırma davranışlarını ve anne-babalarının ilgilerini başka yöne çevirmelerini gördüklerini belirtmişlerdir.

Küçük yaşlarda açık bir şekilde sergilenen kıskançlık yaş ilerledikçe üstü örtülü bir şekilde sergilenen çekişmelerle, anlaşmazlıklarla devam eder (Yörükoğlu, 2010). Başka bir deyişle kıskançlık kavgalara dönüşür (Yavuzer, 2009). Valkom, Machiz ve Reich (2011) ise yaptıkları çalışma sonucunda kardeş rekabetinin çocukluk ve ergenlik döneminde zirveye ulaştığını belirtmişlerdir. Unutulmamalıdır ki kardeş kıskançlığı tüm çocuklar tarafından her yaşta yaşanabilir (Canel, 2012).

Volling, vd. (2010) çocukluk döneminde kıskançlık ile ilgili çok fazla araştırma bulunmadığını ancak kardeş kıskançlığını ölçmek için birkaç çalışmanın bulunduğunu belirtmişlerdir. Kardeş kıskançlığını ölçmek için geliştirilmiş özel bir ölçek olmamasına rağmen anne-baba-kardeşler üçlü etkileşimlerinin gözlemlenmesi ile olumsuz kardeş etkileşimi ve kardeş kıskançlığının bazı yönleri yakalanabilmektedir (Volling, McElwain ve Miller, 2002). Orta çocukluk ve ergenlik dönemlerinde de kardeş kıskançlığı ile ilgili erken çocukluk döneminde olduğu gibi az çalışma bulunduğu vurgulanmaktadır (Volling vd., 2010). Hatta spesifik olarak kıskançlık üzerinde çalışılmamış daha çok kardeş ilişkilerinin nitelikleri üzerine odaklanılmıştır (Apalaçi, 1996; Çavdar, 2003).

Kardeş kıskançlığını ölçen ölçekler ile ilgili yapılan alan yazın incelemesinin sonucunda da çocuktaki kardeş kıskançlığını belirlemek üzere annelere uygulanabilecek Kardeş Kıskançlığının Tespiti Veri Formu (Yiğen, 2005), ilkokul öğrencilerinde kardeş ilişkilerinin niteliğini ölçen Kardeş İlişkileri Anketi (Apalaçi, 1996), üniversite öğrencilerine uygulanan Çavdar (2003) tarafından geliştirilmiş Kardeş İlişkileri Ölçeği ve İnce (2009) tarafından geliştirilmiş Kardeş İlişkileri Ölçeği tespit edilmiştir. Ortaokul öğrencilerinin kardeş kıskançlıklarını ölçecek bir ölçeğe rastlanmamıştır.

Bu çalışmada ortaokul öğrencilerinin annelerini kardeşlerinden kıskanma durumlarını ölçmek amacıyla Kurt (2017) tarafından geliştirilen 31 maddelik Marmara kardeş kıskançlığı ölçeğinin kısa formunun geçerlik ve güvenilirlik çalışmalarının yapılması amaçlanmıştır.

## Yöntem

### *Araştırmanın Modeli*

Araştırma bir ölçek geliştirme çalışmasıdır. Araştırma kapsamında ortaokul öğrencilerinde kullanılabilir bir kardeş kıskançlığı ölçeği geliştirilmiştir. Kardeş kıskançlığı ile ilgili alan yazında yer alan ölçekler ilkökul öğrencilerinde kardeş ilişkilerinin niteliğini ölçen Kardeş İlişkileri Anketi (Apalaçi, 1996), üniversite öğrencilerine uygulanan Çavdar (2003) tarafından geliştirilmiş Kardeş İlişkileri Ölçeği ve İnce (2009) tarafından geliştirilmiş Kardeş İlişkileri Ölçeği tespit edilmiştir. Bu ölçeklerde sadece kardeş kıskançlığını ölçmek amaçlanmamakta kardeş ilişkilerindeki diğer boyutlar (Toplum merkezli davranış, kardeşi eğitime, kardeş tarafından eğitime, kardeş üzerinde baskınlık, kardeşin baskınlığı, arkadaşlık, benzerlik, samimilik vb.) üzerinde de durulmaktadır. Ayrıca bu ölçekler ortaokul öğrencilerinde kullanılabilir ölçekler değildir.

Belirtilen ölçeklerdeki maddelerden ve literatürden edinilen bilgilerle toplam 43 madde oluşturulmuştur. Kardeş ilişkilerinde babanın daha az rolü bulunduğu (Yavuzer, 2009) maddeler annenin kardeşten kıskanılması bağlamında yazılmıştır. Hazırlanan maddeler alanda uzman 11 kişi tarafından incelenmiştir. Uzman görüşlerine bağlı olarak maddelerde gereken düzeltmeler yapılmıştır. Bu işlemler sonucunda ölçekten 1 madde çıkartılmış ve 7 madde uzmanların önerileri doğrultusunda düzeltilmiştir. Taslak ölçek 42 maddeden oluşmaktadır. Uygulama öncesinde 91 kişilik grup ile bir pilot uygulama gerçekleştirilmiştir. Burada yapılan gözlemler bazı imla düzenlemelerin yapılması gerektirmiş, düzenlemelerin ardından uygulamaya geçilmiştir.

### *Çalışma Grubu*

Uygulamalar AFA için 2015-2016 eğitim-öğretim yılı ikinci döneminde gerçekleştirilmiştir. Uygulamalarda toplam 860 öğrenciye ulaşılmıştır. Eksik cevaplama, desen oluşturacak işaretlemeler yapma vb. sebeplerle geçersiz sayılan kağıtlar (n:49+78:127) ile 33 tek çocuk katılımcının olduğu kağıtlar elenmiş, 700 form ile ana analizlere başlanmıştır. Çalışma grubunun 413'ü (%59) kız ve 287'si (%41) erkektir. 10-11 yaş grubunda 120 (%17,14) öğrenci, 12 yaş grubunda 160 (%22,86) öğrenci, 13 yaş grubunda 195 (%27,86) öğrenci ve 14 yaş ve üzeri 225 (%32,14) öğrenci yer almaktadır.

### *Verilerin Çözümlemesi*

Çalışmada geçerlik analizi türlerinden yapı geçerliği kullanılırken kardeş kıskançlığını ölçen başka bir ölçek olmadığından ölçeğin benzer ölçeklerle ilişkisine bakılamamıştır. Sosyal bilimlerde ölçeklerin yapı geçerliğini inceleyen sıklıkla açılımlayıcı faktör analizi kullanıldığından bu çalışmada da öncelikle açılımlayıcı faktör analizi kullanılmıştır. Elde edilen bulgular ayrıca doğrulayıcı faktör analizi ile de desteklenmiştir.

Ölçeğin faktör analizi çalışmalarında KMO ve Bartlett testi sonuçlarına bakılmış, Temel Bileşenler Analizi uygulanmış ve döndürme yaklaşımlarından varimax dik döndürme tekniği kullanılmıştır. Ölçeğin faktör yapısı incelenirken eigen değeri 1 olarak alınmıştır. Bunlara ek olarak ölçeğin tek boyutlu faktör yapısı doğrulayıcı faktör analizi (DFA) ile de denetlenmiştir.

Güvenirlilik katsayısı hesaplamalarında Cronbach  $\alpha$  katsayısı hesaplanmıştır. Test tekrar test güvenirliliği için 48 kişilik gruba 10 gün arayla iki kez ölçek uygulanmıştır. Çil (2008) merkezi limit teoremi bağlamında örneklem çapının 30 civarında olmasının örnek normalliği için yeterli sayılmakta olduğunu ve Armutlulu (2008) da uygulamada anakütle ne şekilde dağılmış olursa olsun,  $n \geq 30$  olduğunda  $x$ 'in dağılımın normal dağılıma yaklaştığını ifade etmektedir. Bu referanslarla test-tekrar test uygulamasında örneklem büyüklüklerinin 30'un üzerinde olması dağılımların normal varsayılabilirliğini ortaya koymaktadır. Öte yandan Büyüköztürk (2012) çarpıklık ve basıklık  $\mp 1.5$  arasında ise dağılım normal varsayılabilirliğini ifade etmektedir. Ölçeğin öntest ( $\text{Ç}=.87$ ;  $\text{B}=-.79$ ) ve sontest ( $\text{Ç}=.62$ ;  $\text{B}=-.83$ ) uygulamalarından elde edilen çarpıklık değerleri de  $\mp 1.50$ 'dan küçük olması da dağılımın normallik varsayımlarını karşıladığının kanıtı olarak değerlendirilmiş ve bu nedenle ilişki analizi olarak Pearson Çarpım Moment Korelasyon analizi tercih edilmiştir. Ayrıca ölçeğin tek boyutlu olması sebebiyle yarılama güvenirliliği ve Guttman Güvenirliliği de hesaplanmıştır. Geçerlik ve güvenirlilik analizlerinin ardından maddelerin özellikleri incelenirken madde ayırt edicilik ve madde toplam, madde kalan analizleri yapılmıştır.

## Bulgular

Ölçeğin faktör analizi işlemlerinde KMO ve Bartlett testi sonuçlarına bakılmış, temel bileşenler analizi yapılmış ve varimax dik döndürme tekniği kullanılmıştır. 42 madde ile başlanan ölçeğin ilk faktör analizinde 11 madde (2,22,24,27,28,30,31,32,33,36,37.maddeler) ortak yükte .30'dan küçük olduğundan elenmiş ve kalan 31 madde ile faktör analizi tekrarlanmıştır. Yinelenen faktör analizinin sonucunda elde edilen veriler tablolar halinde aşağıda sunulmuştur.

**Tablo 1.**

*Marmara Kardeş Kıskaçlığı Ölçeği Kısa Formu KMO ve Bartlett's Testi Değerleri*

Kaiser-Meyer-Olkin Örneklem Yeterliliği		.968
Bartlett's Değeri	Ki-kare Değeri	17229.929
	S. Derecesi	465.000
	p	.000

Tablo 1'de görüldüğü üzere KMO değeri .60'dan büyük ve Bartlett testi sonucu anlamlıdır. Bu değerlerden hareketle verilerin faktör analizine uygun olduğuna hükmedilmiştir.



**Tablo 2.***Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu Ortak Yük Değerleri*

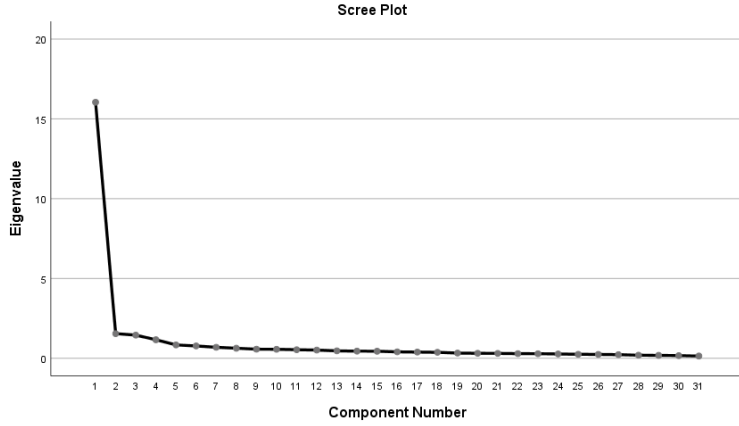
Maddeler	Initial	Extraction	Maddeler	Initial	Extraction
Madde1	1.000	.438	Madde17	1.000	.420
Madde2	1.000	.507	Madde18	1.000	.416
Madde3	1.000	.514	Madde19	1.000	.380
Madde4	1.000	.468	Madde20	1.000	.347
Madde5	1.000	.633	Madde23	1.000	.361
Madde6	1.000	.656	Madde25	1.000	.397
Madde7	1.000	.671	Madde26	1.000	.421
Madde8	1.000	.610	Madde29	1.000	.356
Madde9	1.000	.480	Madde34	1.000	.383
Madde10	1.000	.365	Madde35	1.000	.387
Madde11	1.000	.515	Madde38	1.000	.437
Madde12	1.000	.500	Madde39	1.000	.325
Madde13	1.000	.482	Madde40	1.000	.458
Madde14	1.000	.576	Madde41	1.000	.500
Madde15	1.000	.488	Madde42	1.000	.367
Madde16	1.000	.541	-	-	-

Tablo 2'de görüldüğü üzere tüm maddeler .30'un üzerinde ortak yük değeri aldıklarından faktör analizine devam edilmiştir.

**Tablo 3.***Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu Toplam Açıklanan Varyans Miktarı*

Faktör	Başlangıç Özdeğerleri			Toplam Faktör Yükleri		
	Toplam	% Varyans	Küm. %	Toplam	% Varyans	Küm. %
1	16.04	51.75	51.75	16.04	51.75	51.75
2	1.541	4.98	56.73	1.54	4.98	56.73
3	1.452	4.67	61.40	1.45	4.67	61.40
4	1.163	3.74	65.14	1.16	3.74	65.14
5	.95	3.06	64.28			
...	...	...	...			
31	.16	.52	100.00			

Tablo 3'te görüldüğü üzere özdeğeri 1'den büyük toplam varyansın %65.14'ünü açıklayan 4 faktör ortaya çıkmıştır. Ancak yine ilk faktörünün yükünün yüksek; 2, 3 ve 4. faktörlerin açıkladığı varyansları düşük olduğu öte yandan ilk faktörle diğer faktörler arasındaki fark çok büyük olduğu saptandığından ölçek tek faktörlü olarak incelenmesi gereği duyulmuştur. Yapının Scree Plot grafiği de aşağıda sunulmuştur:



Şekil 1. Yamaç-Eğim (Scree Plot) Grafiği

Yapının Scree Plot grafiğinde de görüldüğü gibi birinci faktörden sonra özdeğer kesme değerinin doğrusal ilerlediği görülmüş ve ölçeğin tek faktörde sınanması gerektiği teyit edilmiştir. Bu bağlamda verilerin tek faktörlü bir yapıda elde edecekleri değerleri tespit etmek amacıyla tek faktörlü yapı için analizler tekrarlanmıştır.

**Tablo 4.**

*Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu Ortak Yük Değerleri (Tek Faktör)*

Maddeler	Initial	Extraction	Maddeler	Initial	Extraction
Madde1	1.000	.476	Madde17	1.000	.499
Madde2	1.000	.566	Madde18	1.000	.479
Madde3	1.000	.567	Madde19	1.000	.456
Madde4	1.000	.508	Madde20	1.000	.388
Madde5	1.000	.653	Madde23	1.000	.407
Madde6	1.000	.706	Madde25	1.000	.453
Madde7	1.000	.707	Madde26	1.000	.462
Madde8	1.000	.666	Madde29	1.000	.494
Madde9	1.000	.519	Madde34	1.000	.504
Madde10	1.000	.415	Madde35	1.000	.361
Madde11	1.000	.575	Madde38	1.000	.503
Madde12	1.000	.571	Madde39	1.000	.392
Madde13	1.000	.538	Madde40	1.000	.473
Madde14	1.000	.642	Madde41	1.000	.550
Madde15	1.000	.527	Madde42	1.000	.411
Madde16	1.000	.573			

Tablo 4'de görüldüğü üzere tüm maddeler .30'un üzerinde ortak yük değeri aldıklarından faktör analizine devam edilmiştir.

**Tablo 5.***Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu Toplam Açıklanan Varyans Miktarı*

Faktör	Başlangıç Özdeğerleri			Toplam Faktör Yükleri		
	Toplam	% Varyans	Küm. %	Toplam	% Varyans	Küm. %
1	16.04	51.75	51.75	16.04	51.75	51.75
...	...	...	...			
31	.16	.52	100.00			

Tablo 5'te görüldüğü üzere özdeğeri 16.64 olan toplam varyansın %51.75'ini açıklayan 1 faktör ortaya çıkmıştır. Maddelerin oluşan faktörden aldıkları yükleri gösteren döndürülmemiş bileşenler matrisi tablosu aşağıda verilmiştir.

**Tablo 6.***Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Madde Yükleri (Tek Faktörlü Yapı için)*

Madde	Yük değeri	Madde	Yük değeri
Madde7	.841	Madde34	.703
Madde6	.840	Madde40	.688
Madde8	.816	Madde26	.680
Madde5	.808	Madde25	.673
Madde14	.801	Madde10	.644
Madde11	.759	Madde18	.592
Madde16	.757	Madde1	.590
Madde12	.756	Madde19	.575
Madde2	.752	Madde3	.553
Madde41	.742	Madde42	.541
Madde13	.734	Madde23	.538
Madde15	.726	Madde17	.507
Madde9	.721	Madde39	.426
Madde4	.712	Madde20	.423
Madde35	.710	Madde37	.301
Madde38	.709		

Tablo 6'da görüldüğü üzere, tüm maddelerin madde yük değerleri .30'un üzerindedir. Bu aşamada ölçekte ölçücülüğü en yüksek maddelerin kalmasını temin etmek amacıyla .60'tan düşük değer alan maddelerin elenmesine karar verilmiştir. Bu sebeple 10 madde (1,3,17,18,19,20,23,37,39,42. maddeler) elenerek kalan 21 madde ile işlemlere devam edilmiş, son hali ile faktör analizi tekrarlanmıştır.

**Tablo 7.***Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu KMO ve Bartlett's Testi Değerleri*

Kaiser-Meyer-Olkin Örneklem Yeterliliği		.964
Ki-kare		11699.006
Bartlett's Testi	S Derecesi	210.000
p		.000

Tablo 7'de görüldüğü üzere KMO değeri .60'dan büyük ve Bartlett testi sonucu anlamlıdır. Bu değerlerden hareketle verilerin faktör analizine uygun olduğuna hükmedilmiştir.

**Tablo 8.**

*Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu Ortak Yük Değerleri (Tek Faktör)*

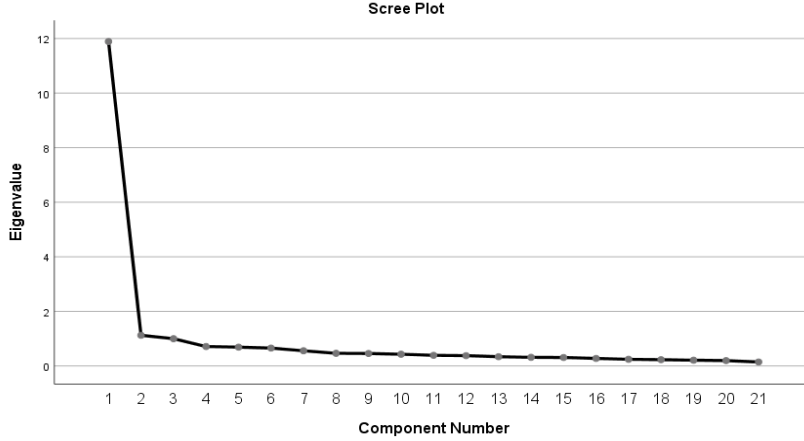
Maddeler	Initial	Extraction	Maddeler	Initial	Extraction
Madde2	1.000	.565	Madde14	1.000	.682
Madde4	1.000	.555	Madde15	1.000	.577
Madde5	1.000	.639	Madde16	1.000	.579
Madde6	1.000	.701	Madde25	1.000	.466
Madde7	1.000	.720	Madde26	1.000	.482
Madde8	1.000	.683	Madde34	1.000	.483
Madde9	1.000	.573	Madde35	1.000	.495
Madde10	1.000	.443	Madde38	1.000	.486
Madde11	1.000	.578	Madde40	1.000	.486
Madde12	1.000	.617	Madde41	1.000	.529
Madde13	1.000	.551			

Tablo 8'de görüldüğü üzere ölçeğin AFA sonrası son halinde tüm maddeler .30'un üzerinde ortak yük değeri almışlardır. Son aşamada en düşük ortak yük değeri yaklaşık .44; en yüksek ortak yük değeri de .72 olarak hesaplanmıştır.

**Tablo 9.**

*Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu Toplam Açıklanan Varyans Miktarı*

Faktör	Başlangıç Özdeğerleri			Toplam Faktör Yükleri		
	Toplam	% Varyans	Küm. %	Toplam	% Varyans	Küm. %
1	11.89	56.62	56.62	11.89	56.62	56.62
2	1.12	5.35	61.96			
3	1.00	4.75	66.71			
4	.71	3.39	70.10			
...	...	...	...			
21	.15	.70	100.00			



Şekil 2. Yamaç-Eğim (Scree Plot) Grafiği

Tablo 9'da ve Şekil 2'de görüldüğü üzere, ölçek eigen değeri 11.89 olan ve toplam varyansın %56.62'sini açıklayan tek faktörlü bir yapıya sahiptir.

**Tablo 10.**

*Tek Faktör için Bileşenler Matrisi*

Faktör 1			
Madde No	Yük	Madde No	Yük
Madde7	.849	Madde4	.745
Madde6	.837	Madde13	.742
Madde8	.827	Madde41	.727
Madde14	.826	Madde35	.703
Madde5	.799	Madde40	.697
Madde12	.786	Madde38	.697
Madde16	.761	Madde34	.695
Madde11	.760	Madde26	.695
Madde15	.759	Madde25	.683
Madde9	.757	Madde10	.666
Madde2	.751	-	-

Tablo 10'da görüldüğü üzere, AFA sonucunda yükleri .849 ile .666 arasında değişen 21 maddeli ve tek faktörlü ölçeğin yapı geçerliliği yeni bir veri grubuyla (n=700) DFA ile de sınanmış ve aşağıda sunulmuştur. Bu amaçla öncelikle ölçeğin verilerin doğrulayıcı faktör analizine uygunluğunu test etmek için önce çoklu normallik testi yapılmış ve elde edilen sonuçlar ekte sunulmuştur:

**Tablo 11.***Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu Çoklu Normallik Testi*

Değişken	Min	Max	Çarpıklık	Kritik oran	Basıklık	Kritik oran
Madde2	1	5	1.39	15.31	.75	4.13
Madde4	1	5	1.18	13.01	.09	.49
Madde5	1	5	1.22	13.50	.18	1.01
Madde6	1	5	1.46	16.11	.97	5.39
Madde7	1	5	1.47	16.21	1.01	5.56
Madde8	1	5	1.54	17.00	1.22	6.76
Madde9	1	5	1.18	13.03	.08	.42
Madde10	1	5	.96	1.65	-.35	-1.94
Madde11	1	5	1.27	14.06	.43	2.40
Madde12	1	5	1.45	16.06	.96	5.28
Madde13	1	5	1.16	12.80	.25	1.36
Madde14	1	5	1.46	16.09	.97	5.36
Madde15	1	5	1.32	14.59	.44	2.42
Madde16	1	5	1.21	13.40	.26	1.46
Madde25	1	5	1.36	15.03	.59	3.28
Madde26	1	5	1.16	12.84	-.01	-.06
Madde34	1	5	1.61	17.80	1.53	8.48
Madde35	1	5	1.58	17.48	1.40	7.73
Madde38	1	5	.92	1.18	-.48	-2.68
Madde40	1	5	1.18	12.99	.05	.27
Madde41	1	5	1.16	12.79	.04	.21
<b>Multivariate(Çoklu normallik)</b>					<b>442.80</b>	<b>192.86</b>

Çoklu normallik sınavında her bir maddenin Mardia çarpıklık ve basıklık değerlerine ait kritik oranların  $\pm 1.96$  aralığının dışında ve multivariate (çoklu normallik) kritik oranının (192.86) 10'dan büyük olmasından dolayı veri setinin çoklu normallik dağılımı göstermediği (Kline, 2005; Mardia, 1974) değerlendirilmiştir. Bu nedenle yol (path) analiz metodu olarak çoklu normallik varsayımı gerektirmeyen Browne (1984) tarafından geliştirilmiş olan "Asimptotik Olarak Dağılımdan Bağımsız Yöntem (Asymptotically Distribution Free Method-ADF) kullanılmıştır.

AFA'da tespit edilen Marmara kardeş kıskançlığı ölçeğinin 21 maddesinin bir faktörde toplanmasını sınamak için yapılan DFA analizi bağlamında modelin uygunluğu için uyum iyiliği değerlerine bakılmıştır. "Asimptotik Olarak Dağılımdan Bağımsız Yöntem" (Asymptotically Distribution Free Method-ADF) kullanıldığında uyum iyiliği değerleri En Çok Olabilirlik Yöntemine göre (ML-Maximum Likelihood Estimation) düşük çıkmaktadır (Raykov ve Marcoulides, 2006). Bu nedenle temel uyum göstergesi olan  $\chi^2/df$  değerine bakılmakta ve diğer göstergeleri için iyi uyum aranmamaktadır (Olya, 2017). Yapılan işlemlerin ardından elde edilen model uyum iyiliği göstergeleri aşağıda sunulmuştur:

**Tablo 12.***İlk Önerilen Model için (Model 1) Uyum İyiliği Göstergeleri*

$\chi^2$	p	df	$x^2/df$	RMSEA	RMR	NFI	CFI	GFI	AGFI	IFI
403.67	.000	189.00	2.14	.04	.20	.53	.67	.78	.73	.68

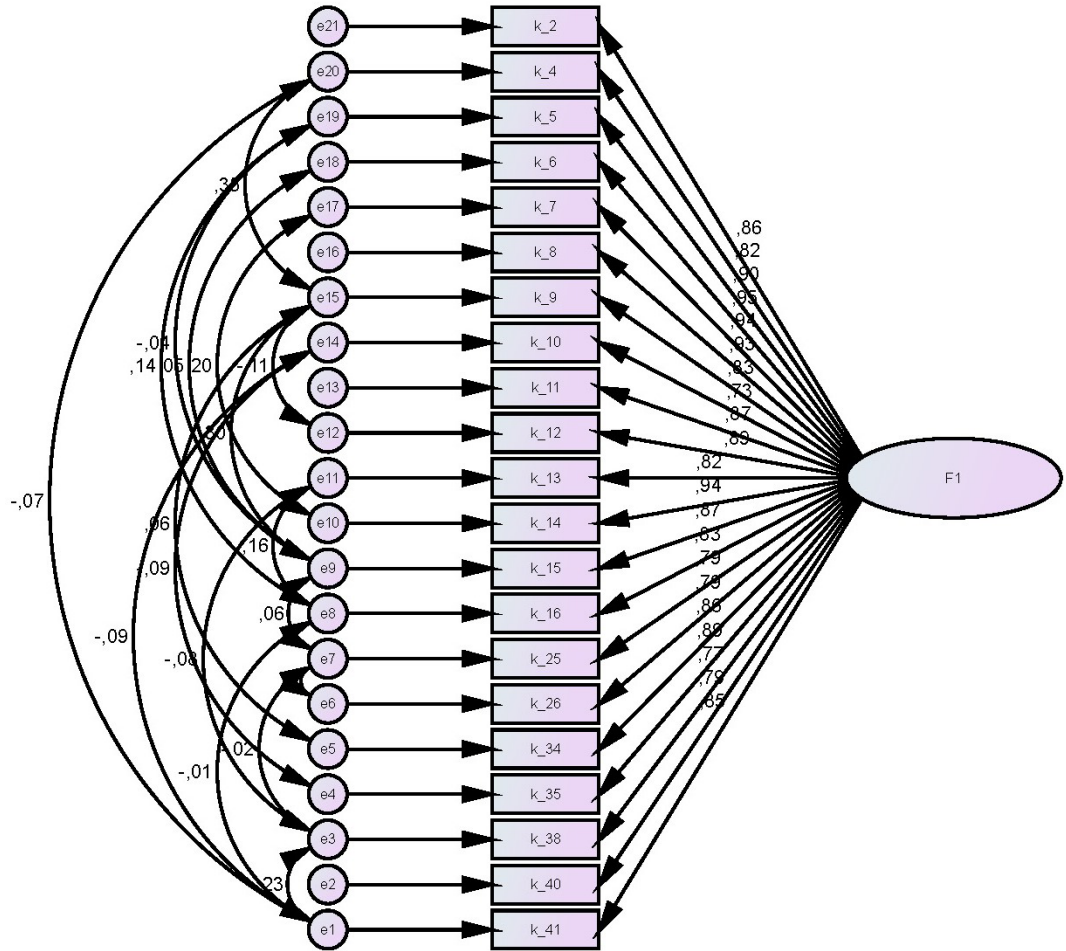
DFA analizinde  $x^2/df$ 'nin 5.00'in altında olması kabul edilebilir, 3.00'ün altında olması ise iyi uyum göstergesi olarak kabul edilir (Çokluk vd., 2012: 267; Kline, 2011). Model 1 ( $x^2/df=2.14$ ;  $p<.001$ ) ile iyi uyum kriterini karşılamaktadır. Ancak diğer uyum göstergeleri olan *RMSEA*, *RMR*, *NFI*, *CFI*, *GFI*, *AGFI*, *IFI*'nin de iyileştirilmesi için modifikasyon indeksleri uygulanarak modelin daha uyumlu hale getirilmesine karar verilmiş ve modifikasyon indeksleri uygulanmasına yer verilmiştir.

Modifikasyon indeksleri uygulanarak ölçek maddelerinin hata puanları arasında kovaryanslar çizilmiştir. Bir ölçeğin kendi içinde maddeler arası kovaryansların olması kabul edilebilir bir uygulamadır. Tek faktörlü olarak sınıanan ölçekte maddeler arası kovaryanslar normal kabul edilmiş ve modelin parametreleri aşağıda sunulmuştur. Akabinde modifikasyon indekslerinin uygulanmış halinin path diyagramı da sunulmuştur. Modifikasyon indekslerine ait değerlerde hata terimleri arasındaki kovaryans değerleri incelendiğinde faktör içinde yer alan 4 ve 9. ve 38 ve 41. gibi maddeler arasında bağlantı kurulmuş, bu maddelerin hata terimleri kovaryanslarında gerek duyulan düzenlemeler gerçekleştirilmiş, elde edilen uyum istatistiklerine ilişkin değerlere de Tablo 12'de yer verilmiştir.

**Tablo 13.***Kabul Edilen (Model 2) Uyum İyiliği Göstergeleri*

$\chi^2$	P	df	$x^2/df$	RMSEA	RMR	NFI	CFI	GFI	AGFI	IFI
27.23	.000	171.00	1.58	.03	.15	.69	.85	.85	.80	.86

İkinci kez yapılan DFA sınaması sonrasında ( $x^2/df =1.58$ ;  $p<.001$ ) model 2'nin iyi uyum gösterdiği görülmüştür ( $x^2/df =1.58$ ;  $p<.001$ ). Model iyiliği diğer göstergelerinden  $RMSEA=.03>.08$   $RMR=.15>.05$   $NFI=.69>.8$  değerleri ile uygun referans aralıklarında oldukları, *CFI*, *GFI*, *AGFI*, *IFI* değerlerinin ise .90 altında olduğu, ancak modelde Asimptotik Olarak Dağılımdan Bağımsız Yöntemi (Asymptotically Distribution Free Method-ADF) kullanıldığı için modelin tüm göstergelerinden iyi uyum beklenmesine gerek olmadığı değerlendirilmiştir. Tüm işlemlerin ardından elde edin yol (path) grafiği aşağıda sunulmuştur [ $\chi^2=270.23$ ;  $df=171$ ;  $x^2/df=1.58$ ;  $p=.000$ ;  $RMSEA=.03$ ].



Şekil 3. Marmara kardeş kıskançlığı ölçeği kısa formunun DFA sonucu standardize edilmiş PATH diyagramı

AMOS grafik menüsü yardımıyla çizilen yol diyagramında, elde edilen tüm standardize edilmiş değerlerin .70'e yakın olması ve 1.00'dan küçük olması gerekir (Brown ve Moore, 2013; Kline, 2011; Hu ve Bentler, 1999). Yukarıda PATH diyagramında (Şekil 2) ve aşağıda regresyon tablosunda (Tablo 12) görüldüğü gibi, Marmara Kardeş Kıskançlığı ölçeğinin standardize edilmiş regresyon ağırlıkları en düşük .590; en yüksek .828 puana sahiptir ve istatistiksel olarak  $p < .001$  düzeyinde anlamlıdır.



**Tablo 14.***Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formunun Standardize Regresyon Tablosu*

Regresyon Ağırlıkları			Ham tahmin katsayısı	sh	Kritik Oran	p	Std. Tah. Katsayısı
Madde41	<---	F1	1.00				.85
Madde40	<---	F1	.98	.02	43.24	.000	.79
Madde38	<---	F1	.95	.02	39.59	.000	.77
Madde35	<---	F1	.97	.02	39.21	.000	.89
Madde34	<---	F1	.95	.03	37.58	.000	.86
Madde26	<---	F1	.98	.03	35.58	.000	.79
Madde25	<---	F1	.96	.03	33.48	.000	.79
Madde16	<---	F1	.97	.03	38.12	.000	.83
Madde15	<---	F1	.97	.03	37.64	.000	.87
Madde14	<---	F1	1.01	.03	39.92	.000	.94
Madde13	<---	F1	.93	.03	36.49	.000	.82
Madde12	<---	F1	.98	.03	37.14	.000	.89
Madde11	<---	F1	.96	.03	36.80	.000	.87
Madde10	<---	F1	.91	.03	33.11	.000	.73
Madde9	<---	F1	.96	.03	36.32	.000	.83
Madde8	<---	F1	.98	.02	4.44	.000	.93
Madde7	<---	F1	1.01	.02	45.80	.000	.94
Madde6	<---	F1	1.00	.02	45.58	.000	.95
Madde5	<---	F1	1.02	.02	44.77	.000	.90
Madde4	<---	F1	.96	.03	34.87	.000	.82
Madde2	<---	F1	.95	.03	37.05	.000	.86

Tablo 14'te görüldüğü üzere, standardize edilmiş regresyon katsayılarının en düşüğünün .77 olduğu ve tüm maddelerin kabul edilen aralıktan yüksek olduğu ayrıca katsayıların yordama gücünün  $p < .001$  düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir.

**Tablo 15.***Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu İçin Önerilen Modelin Varyans Değerleri*

Varyans	Parametre Tahminleri	sh	Kritik Oran	p
F1	1.00	.07	14.62	.000
e1	.39	.05	7.86	.000
e2	.59	.06	1.30	.000
e3	.62	.06	1.97	.000
e4	.24	.04	6.50	.000
e5	.31	.04	6.91	.000
e6	.56	.06	9.18	.000
e7	.55	.07	8.30	.000
e8	.41	.06	7.46	.000
e9	.31	.04	7.32	.000
e10	.14	.02	6.14	.000

e11	.42	.05	9.04	.000
e12	.25	.03	8.41	.000
e13	.28	.04	7.05	.000
e14	.71	.07	1.51	.000
e15	.43	.05	9.31	.000
e16	.15	.02	6.58	.000
e17	.14	.02	7.09	.000
e18	.10	.02	5.22	.000
e19	.24	.03	7.61	.000
e20	.44	.05	9.47	.000
e21	.31	.04	7.30	.000

Tablo 15'te görüldüğü gibi, DFA sonucunda, ölçeğin varyans (en düşük .14; en yüksek .71) ve kovaryans değerlerinin tümünün kabul edilebilir aralıklarda ve istatistiksel olarak  $p < .001$  düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgulardan sonra, AFA ile yapı geçerliliği sınanıp başarılı olan ölçeğin DFA sonucunda da uygun bir model olduğu kabul edilmiştir denilebilir. Ölçeğin güvenirlik analizleri için Cronbach Alpha, Testi Yarılama, Guttman, Test Tekrar Test ve madde analizleri yapılmış olup sonuçlar aşağıda tablolar halinde sunulmuştur.

**Tablo 16.**

*Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu Faktör Analizi Sonucu Belirlenen Güvenirlik Katsayıları*

Ölçek	Cronbach Alpha	İlk yarı alfa	İkinci yarı alfa	$r_{1-2}$	Spearman Brown	Guttman
Marmara kardeş kıskançlığı ölçeği	.961	.947	.913	.806	.893	.888

Tablo 16'da görüldüğü üzere ölçeğin içtutarlık katsayıları oldukça yüksek olarak belirlenmiştir. Cronbach alpha değeri  $\alpha = .96$ ; İki yarı değeri  $r_{1-2} = .81$ ; Spearman Brown değeri  $S = .89$  ve Guttman değeri  $G = .89$  olarak tespit edilmiştir. Öte yandan maddeler elenmesinin alfa katsayısı üzerinde oluşturduğu etkileri gösteren tablo da aşağıda sunulmuştur.

**Tablo 17.**

*Madde Elendiğinde Alfa Değerleri*

Madde No	Madde Silindiğinde ölçek ort.	Madde Silindiğinde ölçek Var.	Düzeltilmiş madde-toplam kor.	Madde Silindiğinde Cronbach Alfa
Madde2	37.17	362.24	.72	.959
Madde4	37.04	359.91	.71	.959
Madde5	37.08	357.67	.77	.958
Madde6	37.22	358.84	.81	.958
Madde7	37.21	357.86	.82	.958
Madde8	37.26	359.90	.80	.958
Madde9	37.05	359.46	.73	.959
Madde10	36.92	363.06	.63	.960

Madde11	37.16	362.52	.73	.959
Madde12	37.22	361.29	.76	.959
Madde13	37.08	362.58	.71	.959
Madde14	37.23	359.39	.80	.958
Madde15	37.14	360.12	.73	.959
Madde16	37.09	360.66	.73	.959
Madde25	37.16	364.24	.65	.960
Madde26	37.05	361.89	.67	.960
Madde34	37.28	366.48	.67	.960
Madde35	37.26	365.31	.67	.959
Madde38	36.92	361.19	.67	.960
Madde40	37.05	361.93	.67	.960
Madde41	37.05	360.72	.70	.959

Tablo 17'de görüldüğü üzere tüm maddeler ölçeğin iç tutarlık değeri olarak alfa katsayısına pozitif etki yapmaktadır. Elendiğinde alfa değerini yükselten madde bulunmamaktadır.

**Tablo 18.**

*Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu Test Tekrar Test Güvenirliği İçin Yapılmış Olan Pearson Çarpım Moment Korelasyon Analizi Sonuçları*

Değişkenler	N	r	p
Kardeş kıskançlığı	48	.800	.000

Tablo 18'de görüldüğü üzere ölçeğin Test tekrar test güvenirliği için yapılmış olan Pearson Çarpım Moment Korelasyon analizi sonucunda her faktörün iki uygulama arasında istatistiksel açıdan anlamlı ilişki gösterdiği görülmüştür ( $p < .001$ ).

**Tablo 19.**

*Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu Madde Ayırt Edicilik Analizleri*

Madde	Gruplar	N	$\bar{X}$	ss	$Sh_{\bar{x}}$	T Testi		
						t	Sd	P
Madde2	Alt	189	1.04	.316	.023	-17.487	376	.000
	Üst	189	2.87	1.408	.102			
Madde4	Alt	189	1.02	.125	.009	-19.738	376	.000
	Üst	189	3.12	1.458	.106			
Madde5	Alt	189	1.03	.191	.014	-23.814	376	.000
	Üst	189	3.37	1.336	.097			
Madde6	Alt	189	1.00	.000	.000	-22.737	376	.000
	Üst	189	3.13	1.286	.094			
Madde7	Alt	189	1.00	.000	.000	-2.779	376	.000
	Üst	189	3.10	1.390	.101			

Madde8	Alt	189	1.02	.162	.012	-19.891	376	.000
	Üst	189	2.96	1.332	.097			
Madde9	Alt	189	1.04	.270	.020	-19.966	376	.000
	Üst	189	3.11	1.395	.101			
Madde10	Alt	189	1.10	.474	.034	-18.837	376	.000
	Üst	189	3.05	1.348	.098			
Madde11	Alt	189	1.03	.204	.015	-19.048	376	.000
	Üst	189	2.89	1.329	.097			
Madde12	Alt	189	1.03	.191	.014	-16.933	376	.000
	Üst	189	2.81	1.435	.104			
Madde13	Alt	189	1.11	.515	.037	-18.747	376	.000
	Üst	189	3.02	1.303	.095			
Madde14	Alt	189	1.00	.000	.000	-19.490	376	.000
	Üst	189	2.93	1.359	.099			
Madde15	Alt	189	1.02	.162	.012	-19.165	376	.000
	Üst	189	3.01	1.422	.103			
Madde16	Alt	189	1.03	.228	.017	-22.113	376	.000
	Üst	189	3.14	1.289	.094			
Madde25	Alt	189	1.05	.353	.026	-16.300	376	.000
	Üst	189	2.86	1.485	.108			
Madde26	Alt	189	1.05	.338	.025	-18.480	376	.000
	Üst	189	3.08	1.469	.107			
Madde29	Alt	189	1.05	.353	.026	-16.301	376	.000
	Üst	189	2.81	1.439	.105			
Madde34	Alt	189	1.04	.239	.017	-15.015	376	.000
	Üst	189	2.56	1.370	.100			
Madde35	Alt	189	1.07	.426	.031	-13.940	376	.000
	Üst	189	2.60	1.447	.105			
Madde38	Alt	189	1.11	.525	.038	-22.577	376	.000
	Üst	189	3.35	1.261	.092			
Madde40	Alt	189	1.06	.374	.027	-19.271	376	.000
	Üst	189	3.16	1.455	.106			
TOPLAM	Alt	189	32.59	1.801	.131	-41.271	376	.000
	Üst	189	93.76	2.295	1.476			

Tablo 19'da görüldüğü üzere ölçek toplam puanlarının ayırt ediciliklerini belirlemek üzere üst %27 ve alt % 27'lik grupların aritmetik ortalamaları arasında anlamlı bir farklılık olup olmadığını belirlemek amacıyla yapılan Bağımsız Gruplar T testi sonucunda tüm gruplar için farklılıklar istatistiksel olarak anlamlı olarak tespit edilmiştir ( $p < .001$ ). Söz konusu farklılık üst %27'lik gruplar lehinedir. Elde edilen sonuçlar ölçek toplam puanının ayırt edici olduğunu göstermektedir.

**Tablo 20.**

*Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formu Madde Toplam ve Madde Kalan Korelasyon Sonuçları*

Maddeler	Toplam Puan			Madde Kalan	
	N	r	p	r	p
Madde2	700	.706	.000	.682	.000
Madde4	700	.681	.000	.652	.000
Madde5	700	.790	.000	.771	.000
Madde6	700	.800	.000	.783	.000
Madde7	700	.807	.000	.791	.000
Madde8	700	.770	.000	.751	.000
Madde9	700	.688	.000	.661	.000
Madde10	700	.608	.000	.574	.000
Madde11	700	.710	.000	.687	.000
Madde12	700	.701	.000	.677	.000
Madde13	700	.689	.000	.664	.000
Madde14	700	.751	.000	.730	.000
Madde15	700	.694	.000	.668	.000
Madde16	700	.730	.000	.707	.000
Madde25	700	.634	.000	.604	.000
Madde26	700	.653	.000	.623	.000
Madde34	700	.622	.000	.595	.000
Madde35	700	.625	.000	.598	.000
Madde38	700	.668	.000	.638	.000
Madde39	700	.587	.000	.550	.000
Madde40	700	.683	.000	.654	.000

Tablo 20’de görüldüğü üzere tüm maddelerin madde toplam ve madde kalan analizlerindeki korelasyonları istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Anlamlı olan ilişkilerdeki en düşük anlamlılık ise 39. maddede görülmüştür. Bu işlemler tamamlandıktan sonra maddeler yeniden numaralandırılarak ölçeğe son hali verilmiştir. Son haliyle 21 maddeden oluşan ölçekte ters madde bulunmamakta ve değerlendirme toplam puan üzerinden yapılmaktadır. Başka bir deyişle ölçekten alınan puan arttıkça kardeş kıskançlığı da artmaktadır.

Ölçekteki maddelerden birkaçı şu şekildedir:

- Annemin kardeşime benden daha fazla ilgi gösterdiğini düşünüyorum.
- Annemin kardeşimi benden daha çok sevdiğini düşünüyorum.
- Annemi kardeşimle paylaşmaya katlanamam.

## Tartışma

Bu çalışmada ortaokul öğrencilerinin annelerini kardeşlerinden kıskanma durumlarını ölçmek amacıyla Kurt (2017) tarafından geliştirilen 31 maddelik Marmara kardeş kıskançlığı ölçeğinin kısa

formunun geçerlik ve güvenilirlik çalışmalarının yapılması amaçlanmıştır. Kardeş kıskançlığı ölçeğinin yapı geçerliği incelenirken 3 basamaklı açımlayıcı faktör analizi yapılmıştır. Tüm basamaklardaki faktör analizlerinde Büyüköztürk'ün (2012) belirttiği şekilde KMO .60'dan büyük ve Bartlett testi sonucu anlamlı çıkmıştır ki bu değerler verilerin faktörleştirilebilir olduğunu ortaya koymaktadır. Ortak yük değerlerine bakıldığında ilk faktör analizinde temel bileşenler analizine bağlı olarak 11 maddenin (21,22,24,27,28,30,31,32,33,36,37.maddeler) ortak yükte .30'dan küçük olduğundan elenmiş ve kalan 31 madde ile faktör analizi tekrarlanmıştır. Bundan sonraki tüm faktör analizlerinde maddelerin tamamının .30 sınırından yüksek değerler aldıkları görülmektedir. İkinci basamakta ölçek eigen değeri 1'in üzerinde olan dört faktör elde edilmiştir. Ancak ilk faktörün yükünün %50'den yüksek, diğer faktörlerle ilk faktör yükü arasında yaklaşık %46 gibi büyük bir farklılık ortaya çıkınca ölçeğin tek faktörlü bir yapıda değerlendirilmesine karar verilmiştir. Tek faktörlü yapı için gerçekleştirilen ikinci basamak faktör analizinde 10 madde, oluşan faktörden .60'dan daha düşük değer elde ettiği için elenmiştir. Çünkü Büyüköztürk (2012), maddelerin yük değerinin .45 ve üzeri olmasının iyi bir ölçüt olduğunu ancak bu değer .30'a kadar indirilebileceğini belirtmektedir. Tek faktörlü yapı içinde benzeşik maddelerin çokluğu ve kısa form oluşturma motivasyonu ile madde eliminasyonunda daha katı davranılmıştır. Bu bağlamda, 1,3,17,18,19,20,23,37,39,42 nolu maddeler .60'dan daha düşük değer aldıklarından ölçekten çıkarılmışlardır. Üçüncü basamak faktör analizinde ise eigen değeri yaklaşık 11.89 olan büyük toplam varyansın yaklaşık %56.62'sini açıklayan tek faktörlü yapı elde edilmiştir.

N=700 olan ikinci çalışma grubunda DFA sınaması sonrasında model 2'nin iyi uyum gösterdiği ( $\chi^2/df=1.58$ ;  $p<.001$ ) model iyiliği diğer göstergelerinden  $RMSEA=.030$ ,  $RMR=.15$ ,  $NFI=.69$ ,  $.8$  değerleri ile uygun referans aralıklarında oldukları saptanmıştır. Ölçek son haliyle 21 maddeden oluşmaktadır ve ölçekten alınan puan arttıkça kardeş kıskançlığı artmaktadır. Puanlama maddelere verilen cevapların toplanmasıyla elde edilmektedir.

Ölçeğin güvenilirlik işlemleri için yapılan analizler sonucunda Cronbach  $\alpha$  değeri .96 olarak hesaplanmıştır ve elendiğinde alfayı yükselten madde bulunmamaktadır. Cronbach  $\alpha$  katsayısı ne kadar yüksekse ölçekteki maddelerin o oranda birbiriyle tutarlı ve ölçeğin o oranda aynı özelliği ölçen maddelerden oluştuğu belirtildiğinden (Tezbaşaran, 2008) ölçeğin maddelerinin tutarlı ve ölçeğin aynı özelliği ölçen maddelerden oluştuğu söylenebilir. Ayrıca Çavdar (2003) tarafından geliştirilmiş Kardeş İlişkileri Ölçeği'nin kişilerin ilkökul öncesi dönemlerini değerlendirdikleri formunda Cronbach  $\alpha$  değeri .82 olarak bulunmuştur. Bir diğer ölçek olan Kardeş İlişkileri Ölçeği'nin kardeş kıskançlığı alt boyutunun Cronbach  $\alpha$  değeri de .91 olarak saptanmıştır (İnce, 2009). Bu iki geçerli ve güvenilir ölçeğin Cronbach  $\alpha$  değerleri ile karşılaştırıldığında geliştirilen Marmara Kardeş Kıskançlığı Ölçeği Kısa Formunun da Cronbach  $\alpha$  değerinin oldukça yüksek olduğu söylenebilir. Diğer tek uygulamaya dayalı güvenilirlik yöntemlerinden elde edilen değerler  $r_{1-2}$  .80; Spearman Brown .89 ve Guttman .88 olarak hesaplanmıştır. Büyüköztürk (2012) psikolojik testlerde güvenilirlik katsayısının .70 ve üzeri olmasının yeterli olacağını belirtmektedir. Elde edilen değerler .70'den yüksek olduğundan ölçeğin güvenilirlik katsayılarının yeterli olduğu söylenebilir. Test tekrar test güvenirliliği için yapılan analizler sonucunda ise iki uygulama arasındaki ilişki anlamlı ve katsayı  $r=.80$  olarak bulunmuştur. Katılımcıların iki uygulamadaki puanları birbirine yaklaştıkça korelasyon katsayısının

1'e, farklılaştıkça ise korelasyon katsayısının 0'a yaklaştığı (Büyüköztürk vd., 2012) belirtildiğinden ölçek farklı zamanlarda uygulandığında da benzer şekilde cevaplandırılmıştır. Bundan yola çıkarak ölçeğin test tekrar test güvenilirliğinin yeterli olduğu söylenebilir.

Madde istatistiklerinden madde ayırt edicilik analizleri sonucu tüm maddelerin alt ve üst %27'lik gruplarının madde ortalamaları arasındaki fark anlamlı bulunmuştur. Büyüköztürk (2012), alt ve üst %27'lik grupların madde ortalamaları arasındaki farkın anlamlılığın ölçeğin iç tutarlılığının göstergesi olduğu belirtmektedir. Bu sebeple ölçeğin iç tutarlılığının olduğu ve maddelerin ayırt edici oldukları söylenebilir. Madde-toplam puan korelasyonlarına bakıldığında tüm maddelerin yüksek düzeyde korelasyon değerleri olduğu görülmüştür. Karasar (2015) düşük düzeydeki korelasyonun maddelerin güvenilir olmadığını gösterdiğini ifade etmektedir. Maddelerin hepsinin Büyüköztürk (2012) tarafından ifade edilen .30 ve üzerinde değer aldıkları görüldüğünden kişileri iyi şekilde ayırt ettiği söylenebilir. Tüm bunlar geliştirilen ölçeğin geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olarak kullanılabileceğini göstermektedir.

Elde edilen verilerin daha sağlıklı bir şekilde genellenebilirliğini artırmak amaçlı çalışmanın farklı ve daha büyük örneklerle yinelenmesi araştırmacılara önerilir. Ayrıca çalışma nitel araştırmalarla da desteklenebilir. Çocuk-Ergen Psikiyatristi Polikliniklerine başvuran çocuk ve ergenlerin başvuru yakınmalarının araştırıldığı çalışmalar incelendiğinde bu polikliniklere başvuran çocuk ve ergenlerin başvuru yakınmaları arasında kardeş kıskançlığının yer aldığı görülmektedir (Fidan, 2011; Görker, Korkmazlar, Durukan ve Aydoğdu, 2004; Uçar, Vural, Kocael, Köle, Dağdelen ve Kırtıl, 2014). Uygulayıcıların geliştirilen ölçekle kardeş kıskançlığı yaşayan öğrencileri belirleyerek kardeş kıskançlığını azaltıcı çalışmalar yapmaları önerilir.

## Kaynaklar

- Apalaçi, V. (1996). *Psychological adjustment and sibling relationships of older brothers and sisters of children with pervasive developmental disorders*. (Yayınlanmamış yüksek lisans tezi). Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul.
- Armutlulu, İ. H. (2008). *İşletmelerde uygulamalı istatistik*. İstanbul: Alfa Yayınları.
- Bakırcıoğlu, R. (2013). *Çocuk ve ergende ruh sağlığı*. Ankara: Anı.
- Bowlby, J. (1998). *A secure base, parent-child attachment and healthy child development*. Sarp Güneri (Çev.). İstanbul: Psikoterapi Enstitüsü.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37: 62–83.
- Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. Ankara: Pegem Akademi.
- Büyüköztürk, Ş., Çakmak, E. K., Akgün, Ö. E., Karadeniz, Ş. ve Demirel, F. (2012). *Bilimsel araştırma yöntemleri*. Ankara: Pegem Akademi.
- Canel, A. N. (2012). *Aile yaşam becerileri*. İstanbul: Nakış Ofset.
- Carla, R. (2004). *The influence of sibling jealousy on the child's self-esteem*. (Unpublished dissertation theses). University of South Africa, South Africa.
- Çavdar, A. (2003). *The self-with-sibling representation and the oedipal themes in the sibling relationship*. (Yayınlanmamış yüksek lisans tezi). Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul.

- Çil, B. (2008). *İstatistik*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Çokluk, Ö., Şekerçioglu, G. ve Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik spss ve lisrel uygulamaları*. Ankara: Pegem A.
- Ercan, İ. ve Kan, İ. (2004). Ölçeklerde güvenirlik ve geçerlik. *Uludağ Üniversitesi Tıp Fakültesi Dergisi*, 30 (3), 211-216.
- Fidan, T. Y. (2011). Bir çocuk-ergen ruh sağlığı ve hastalıkları polikliniğine başvuran çocuk ve ergenlerin ruhsal belirtileri ve risk faktörlerinin değerlendirilmesi. *Konuralp Tıp Dergisi*, 3(1), 1-8.
- Görker, I., Korkmazlar, Ü., Durukan, M. ve Aydoğdu, A. (2004). Çocuk ve ergen psikiyatri kliniğine başvuran ergenlerde belirti ve tanı dağılımı. *Klinik Psikiyatri Dergisi*, 7, 103-110.
- Gözen, Aylin. (2018). *Aile işletmelerinde aile etkisi ve örgütsel ustalık kavramlarının işletme performansı üzerindeki etkisinin incelenmesi*. İstanbul: Hiperlink Yayınları.
- Hart, S. L. ve Legerstee, M. (2010). Handbook of jealousy: theory, research and multidisciplinary approaches. Brenda L. Volling, Denise E. Kennedy ve Lisa M. H. Jackey (Eds.), *The Development of Sibling Jealousy* içinde (s.387-417). New Jersey: Wiley-Blackwell.
- Haşlamam, T. (2005). *Programlama dersi ile ilgili özdüzenleyici öğrenme stratejileri ile başarı arasındaki ilişkilerin incelenmesi: bir yapısal eşitlik model*. (Yayınlanmamış yüksek lisans tezi). Hacettepe Üniversitesi, Ankara.
- Hayduk, L.A. (1987). *Structural equation modeling with LISREL essential and advances*. Baltimore: The John Hopkins University Press.
- Hu, L. ve Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- İnce, M. (2009). *Which aspects of early childhood experience predict romantic jealousy? An investigation of the effects of parental treatment, sibling jealousy and adult attachment style on adult romantic jealousy*. (Yayınlanmamış yüksek lisans tezi). İstanbul Bilgi Üniversitesi, İstanbul.
- Jöreskog, K. ve Sörbom, D. (2001). *LISREL 8.51*. Mooresville: Scientific Software.
- Karasar, N. (2015). *Bilimsel araştırma yöntemi*. Ankara: Nobel.
- Karp, H. (2006). *Mahallenin en mutlu yumurcağı*. İstanbul: Yakamoz.
- Kline, P. (2005). *An easy guide to factor analysis*. New York: Routledge.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Kurt, B. (2017). Ortaokul öğrencilerinin anneye bağlanma stilleri ile kardeş kıskançlıkları arasındaki ilişkinin incelenmesi. (Yayınlanmamış yüksek lisans tezi). Marmara Üniversitesi, İstanbul.
- Mardia K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *The Indian Journal of Statistics, Series B*, 36(2), 115-129.
- Meydan, C. H. ve Şeşen, H. (2011). Yapısal eşitlik modellemesi AMOS uygulamaları. Ankara: Detay.
- Olya, H. (2017). Partial Least Squares Based Structural Equation Modeling (PLS-SEM). Global Conference on Services Management, 3-7 October, Volterra, Italy.
- Raykov, T., & Marcoulides, G.A. (2006). *A first course in structural equation modeling, (2nd ed.)*. Mahlah, New Jersey, London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Schermelleh-Engel, K. S., Moosbrugger, H. ve Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74.
- Schumacker, R. E. ve Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling*. New York: Routledge Taylor & Francis Group.



- Subaş, A. ve Çetin, M. (2017). Enneagram kişilik ölçeğinin geliştirilmesi: güvenirlik ve geçerlilik çalışması. *SOBİDER: Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(4), 160-181. Doi: <http://dx.doi.org/10.16990/SOBIDER.3478>
- Şimşek, Ö. F. (2007). Yapısal eşitlik modellemesine giriş (Temel ilkeler ve lisrel uygulamaları). Ankara: Ekinoks.
- Tabachnick, B. G. ve Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics (5th ed)*. Boston: Allyn and Bacon.
- Tezbaşaran, A. A. (2008). Likert Tipi Ölçek Hazırlama Kılavuzu. [www.academia.edu/1288035/Likert\\_Tipi\\_Ölçek\\_Hazırlama\\_Kılavuzu](http://www.academia.edu/1288035/Likert_Tipi_Ölçek_Hazırlama_Kılavuzu) adresinden edinilmiştir.
- Tezcan, C. (2008). *Yapısal eşitlik modelleri*. (Yayınlanmamış yüksek lisans tezi). Hacettepe Üniversitesi, Ankara.
- Thompson, J. A. ve Halberstadt, A. G. (2008). Children's accounts of sibling jealousy and their implicit theories about relationships. *Social Development*, 17 (3), 488-511.
- Uçar, H. N., Vural A. P., Kocael, Ö., Köle, İ. H., Dağdelen F. ve Kırtıl, İ. Y. (2014). Bir çocuk ve ergen psikiyatristi polikliniğine başvuran hastaların yakınma, tanı ve ilaç uygulamaları karakteristiklerinin değerlendirilmesi. *Uludağ Üniversitesi Tıp Fakültesi Dergisi*, 40 (2), 75-83.
- Volkom, M. V., Machiz, C. ve Reich, A. E. (2011). Sibling relationships in the college years: do gender, birth order and age spacing matter? *North American Journal of Psychology*, 13 (1), 35-50.
- Volling, B. L., McElwain, N. L. ve Miller, A. L. (2002). Emotion regulation in context: he jealousy complex between young siblings and its relations with child and family characteristics. *Child Development*, 73 (2), 581-600.
- Yavuzer, H. (1998). *Bedensel, zihinsel ve sosyal gelişimiyle çocuğunuzun ilk 6 yılı*. İstanbul: Remzi.
- Yavuzer, H. (2009). *Ana-baba ve çocuk*. İstanbul: Remzi.
- Yavuzer, H. (2011). *Çocuk psikolojisi*. İstanbul: Remzi.
- Yiğen, E. (2005). *Zonguldak il merkezinde yuvaya giden 3-6 yaş grubu çocuklarda kardeş kıskançlığının değerlendirilmesi*. (Yayınlanmamış yüksek lisans tezi). Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, Zonguldak.
- Yörükoğlu, A. (2010). *Çocuk ruh sağlığı*. İstanbul: Özgür.