

İki Boyutlu Matematik Kaygısı Ölçeğinin Türkçe Formunun Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması

Validity and Reliability Study of Turkish Version of Bidimensional Mathematics Anxiety Scale

Veysel AKÇAKIN¹, Ümran Betül CEBESOY², Yusuf İNEL³

¹Uşak Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, İlköğretim Bölümü. veysel.akcakin@usak.edu.tr

²Uşak Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, İlköğretim Bölümü. unran.cebesoy@usak.edu.tr

³Uşak Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, İlköğretim Bölümü. yusuf.inel@usak.edu.tr

ÖZ

Bu araştırmanın amacı Bai vd.(2009) tarafından üniversite öğrencilerinin matematiğe yönelik kaygılarını ölçmek amacıyla geliştirilen Matematik Kaygısı Ölçeği'nin (MKÖ) Türkçeye uyarlama ve ölçeğin geçerlik ve güvenirlik çalışmasını yapmaktır. Araştırmaya bir devlet üniversitesinin Eğitim Fakültesinde öğrenim görmekte olan 441 öğretmen adayı katılmıştır. Yapılan açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör analizlerine göre ölçeğin orijinal formula uyumlu olduğu görülmüştür. Ölçeğin iç tutarlılık katsayısı .91 ve ölçeğin alt faktörlerine ait güvenirlik katsayısı birinci faktör için (negatif faktör) .90 ve ikinci faktör için (pozitif faktör) .84 olarak bulunmuştur. Ölçeğin madde geçerliğine ve homojenliğine ilişkin hesaplanan madde-toplam test korelasyonları .46 ile .77 arasında değişmektedir. Bu bulgulara dayanılarak, MKÖ'nün üniversite düzeyindeki öğrencilerin matematik kaygılarını ölçmede kullanılacak geçerli ve güvenilir bir ölçek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ölçeğin iki boyutlu yapısı ile ilgili öneriler getirilmiştir.

Anahtar Sözcükler: Matematik Kaygısı, Psikometrik Özellik, Faktör Analizi

ABSTRACT

The aim of this study was to adapt the Mathematics-Anxiety Scale- Revised (MAS-R) which was developed by Bai et al. (2009) into Turkish language and conduct reliability and validity analyses. The study was conducted with 441 pre-service science teachers from a public university. After cultural adaptation of MARS-R into Turkish, reliability and validity analysis was performed. Explanatory and confirmatory factor analyses yielded consistent results with the original version. The internal consistency reliability was found as .91 for the two-factor scale, while positive and negative factors were found as .84 and .90 respectively. The item total correlation ranged from .46 to .77. Therefore, MARS-R was found to be a valid and reliable instrument for assessing bidimensional mathematical anxiety of university students. Implications about the bidimensional structure of the scale were discussed.

Keywords: Mathematics Anxiety, Psychometric Property, Factor Analysis

GİRİŞ

Matematik öğrenme ve öğretmeyi etkileyen önemli duyuşsal faktörlerden birisi kaygıdır (McLeod, 1992). Matematik kaygısı, bireyin matematik öğrenmesini engelleyebilir (Bai, Wang, Pan & Fray, 2009; Bai, 2011; Cates & Rhymer, 2003; Hembree, 1990; Pajares & Miller, 1994). Matematik kaygısının anlaşılması, matematik öğretim sürecindeki etkilerini kontrol edebilmemizi sağlar. Yapılan araştırmalar, matematik kaygısının karmaşık bir yapı olduğunu ortaya koymuştur (Kazelskis, 1998; Rounds & Hendel, 1980; Uusimaki & Nason, 2004). Kaygının bu kompleks yapısı, tanımlarına da yansımaktadır. Richardson ve Suinn (1972, s. 551) matematik kaygısını, “sayıların yönlendirmesi ile gerçek yaşam ve akademik durumlarla ilgili matematiksel problemlerin çözümüne engel olan gerginlik ve kaygı hissi” olarak tanımlamışlardır. Ashcraft (2002, s. 181) ise matematik kaygısını “genel gerginlik hissi ve matematik karşısındaki korku olarak tanımlamıştır”. Matematik kaygısının tanımının yanı sıra matematik kaygısının özellikleri de bu karmaşık yapının anlaşılmasına yardımcı olabilir. Örneğin, Tobias (1993) matematik kaygısının özelliklerini; gerilim hissi, becerisizlik, sayıları ve şekilleri zihinsel olarak organize edememe olarak belirtmiştir. Matematik kaygısını ölçmek, öğrencilerin matematik kaygısını anlamak ve bu kaygıyı azaltmak için gereklidir (Hembree, 1990; Newstead, 1998). Son 40 yıldır matematik kaygısının ölçülmesine yönelik çeşitli çalışmalar yapılmıştır (Bai vd., 2009; Bai, 2011; Kazelskis vd., 2000). Matematik kaygısının farklı tanımlamaları, matematik kaygısının ölçülmesine yönelik çalışmalara da yansımıştır (Rounds & Hendel, 1980; Wood, 1988). Bundan dolayı matematik kaygısını ölçmeye yönelik çeşitli ölçekler geliştirilmiştir (Kazelskis, vd., 2000).

Matematik kaygısını ölçmek amacıyla geliştirilen ilk ölçek, Richardson ve Suinn (1972) tarafından geliştirilen matematik kaygısı değerlendirme ölçeği (MARS)'dir. Bu ölçeğin psikometrik olarak geçerli ve güvenilir bir ölçek olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Dew, Galassi & Galassi, 1983; Hopko, Mahadevan, Bare & Hunt, 2003). Pajares ve Urdan (1996) 98 maddeden oluşan bu ölçeğin uzun olması dolayısıyla kullanışlı olmadığını

vurgulamıştır. Bu sebepten dolayı daha sonra yapılan çalışmalarda MARS'ın revize edilen versiyonları kullanılmıştır (Bai vd., 2009). Örneğin Plake ve Parker (1982) MARS'ı kısaltarak 24 maddeden oluşan revize edilmiş matematik kaygısı değerlendirme ölçeğini (MARS-R) geliştirmiştir. Ayrıca Hopko vd. (2003), iki faktörden (matematik öğrenme kaygısı, değerlendirme kaygısı) oluşan ve kaygıyı %70 varyansla açıklayan dokuz maddeden oluşan kısaltılmış matematik kaygı ölçeği (AMAS) geliştirmiştir. MARS ailesine ait bir başka bağımsız araştırmada ise Fennema ve Sherman (1976), 5'li likert tipte 12 maddeden oluşan ve lise öğrencileri için matematik kaygı ölçeği geliştirmişlerdir. Bununla birlikte bu ölçeğin geçerliliği ve güvenilirliğine yönelik az sayıda çalışma vardır (Rounds & Hendel, 1998). Ayrıca ilgili alan yazında kaygıyı, matematiğe yönelik tutumun bir alt boyutu olarak değerlendiren çalışmalar da mevcuttur. Örneğin, Sandman (1980) geliştirdiği matematik tutum envanterinde (MAI), öğrencilerin matematikle ilgili tedirginlikleri, matematik kaygısı alt boyutunda değerlendirilmiştir.

Yukarıda bahsi geçen tüm matematik kaygı ölçekleri ve MAI'nin matematik kaygısı boyutu, matematik kaygısını sadece negatif etki olarak tek boyutlu olarak incelemektedir. Bu süreçte MARS'ın çeşitli versiyonları geliştirilmiştir. Yetişkinler için matematik kaygısı değerlendirme ölçeği (MARS-A) (Suinn & Edwards, 1982) ve ilköğretim öğrencileri için matematik kaygısı değerlendirme ölçeği (MARS-E) (Suinn, Taylor, & Edwards, 1988), bu çeşitli versiyonlara örnek olarak verilebilir. Bu versiyonlar, matematik kaygısını matematiğe yönelik negatif etkiden oluşan tek bir boyut olarak incelemişlerdir (Bai, 2011). Bununla birlikte Kazelskis (1998), matematik kaygısının altı faktöründen birisi olarak, “matematiğe yönelik pozitif etkiyi” tanımlamıştır. Kazelskis (1998) çalışmasında “Sınav Kaygısı”, “Aritmetik Kaygısı”, “Matematik Dersine Yönelik Kaygı” gibi boyutlar tanımlamalarına rağmen Ashcraft ve Ridley (2005) yakınsama ve ayırt edici geçerlik çalışmalarının bu boyutları doğrulamadığı bulgusuna ulaşmıştır.

Matematik kaygısının pozitif ve negatif etkilerini ölçmek amacıyla Betz (1978), Fennema ve Sherman'ın (1976) geliştirdiği ölçeği uyarlayarak, matematik kaygı

ölçeğini (MAS) geliştirmiştir. MAS beş pozitif ve beş negatif maddeden oluşan bir ölçektir. Pajares ve Urdan'a (1996) göre, MAS'ın kararlılığı ve iç güvenilirliği kabul edilebilir düzeydedir. Üniversite öğrencileri için MAS'ın iç güvenilirlik katsayısı 0.72 ve test tekrar test güvenilirliği 0.87 olarak rapor edilmiştir (Dew vd., 1983). Bununla birlikte faktör yapısı incelendiğinde Pajares ve Urdan (1996) altıncı maddenin iki faktöre de yük vermediğini belirtmişlerdir. Farklı örneklerde birinci maddenin de zayıf yük verdiğini belirtmişlerdir. Bundan dolayı MAS'ın bazı geçerlik problemleri olduğu görülmektedir.

İlgili literatür incelendiğinde, matematik kaygısının gizil yapısını ortaya çıkarmak için pozitif ve negatif faktörden oluşan iki boyutlu bir ölçeğe ihtiyaç olduğu görülmüştür (Bai vd., 2009). Bununla birlikte ölçeğin kullanılabilirliği açısından madde sayısı optimum olmalıdır. Yani hem kaygıyı en iyi şekilde ölçmeli, hem de madde sayısı açısından kullanılabilir olmalıdır. Bundan dolayı Bai vd. (2009) kaygıyı iki boyutta ölçebilen ve Betz'in (1978) geliştirmiş olduğu MAS'ın ilgili alan yazında görülen eksikliklerini giderecek şekilde kaygı ölçeğini revize etmişlerdir.

Matematik kaygısını belirlemeye yönelik ölçeklerin Türkçeye uyarlamaları incelendiğinde ülkemizde çok az sayıda çalışma olduğu görülmektedir. Örneğin Baloğlu (2005) Richardson ve Suinn'in matematik kaygısı derecelendirme ölçeğinin (MARS), Özdemir ve Gür (2011), İkegulu'nun (1998) matematik kaygısı ve endişesi ölçeğinin ve Akın, Kurbanlıoğlu ve Takunyacı (2011), Plake ve Parker'in revize edilmiş matematik kaygısı değerlendirme ölçeğinin (MARS-R) Türkçeye uyarlama ve geçerlilik ve güvenilirlik çalışmalarını yapmışlardır. Benzer şekilde; Işıksal, Curran, Koç ve Aşkun (2009) çalışmalarında, Hopko (2003) tarafından geliştirilen kısaltılmış matematik kaygı ölçeği (AMAS), orijinal dilinde kullanılmıştır. Üldaş (2005) tarafından öğretmen ve öğretmen adaylarına yönelik geliştirilen Matematik Kaygı Ölçeği (MKÖ); Matematik Anlama, Matematik Anlatma, Problem Çözme, Aritmetik İşlem, Matematiksel Özyeterlilik, Matematiksel Yorumlama ve Matematiksel Hata Yapma Kaygısı olarak yedi alt boyuttan oluşmaktadır. Çatlıoğlu, Birgin, Coştu ve Gürbüz'ün (2009), bu ölçeği kullanarak sınıf öğretmeni adaylarının matematik kaygılarını belirlemek amacıyla

gerçekleştirdikleri çalışmada, öğretmen adaylarının matematik kaygıları puanlarının Ülgen (2005)'in çalışmasına katılan öğretmen adayları ile benzer olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bir başka çalışmada, Baloğlu ve Balgalmış (2010) Suinn (1988) tarafından geliştirilen Matematik Kaygısını Derecelendirme Ölçeği İlköğretim Formu'nu (MARS-E) Türkçeye tercüme ederek geçerlilik ve güvenilirlik çalışmalarını yapmışlardır. Yapı geçerliliği sonucu, ölçeğin Matematiksel İşlemler Kaygısı, Matematik Uygulama Kaygısı, Matematik Ders Kaygısı, Matematik Öğretmeni Kaygısı ve Matematik Sınav Kaygısı olarak beş boyutlu yapısını doğrulanmıştır. Dolayısıyla, matematik kaygısına yönelik çalışmalarda kaygının çok boyutlu bir yapısı olduğu düşünülmektedir. Nitekim Kazelkis (1998) de, Matematik Kaygısının; Sınav Kaygısı, Aritmetik Kaygısı, Matematik Dersine Yönelik Kaygı gibi alt boyutları olduğunu belirtmiştir. Buna rağmen Ashcraft ve Ridley (2005), yakınsama ve ayırt edici geçerlik çalışmalarının bu boyutları doğrulamadığı bulgusuna ulaşmıştır. Dolayısıyla, ilgili alan yazın, matematik kaygısının boyutları ile ilgili farklı bulgular sunmaktadır. Bazı çalışmalar, matematik kaygısını çok boyutlu olarak ele alırken (Baloğlu & Balgalmış; 2010; Çatlıoğlu vd., 2009; Deniz & Üldaş, 2008; Üldaş, 2005); bazı çalışmalar ise negatif ve pozitif etki olarak iki boyutta incelemektedir (Bai vd. 2009; Bai, 2011). Bununla birlikte; ülkemizdeki çalışmalarda, matematik kaygısını negatif ve pozitif etki olarak iki boyutta inceleyen çalışmaya rastlanmamıştır. Buradan yola çıkılarak, bu çalışmanın amacı Bai vd. (2009) tarafından üniversite öğrencilerinin matematik kaygısını ölçmek amacıyla geliştirilen matematik kaygı ölçeğinin (MKÖ) Türkçeye uyarlama, geçerlik ve güvenilirlik çalışmasını yapmaktır.

YÖNTEM

Araştırmanın Modeli

Bu çalışma, nicel araştırma yöntemlerinden genel tarama modeli kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Genel tarama modeli, genel bir yargıya varmak amacıyla evrenin genelinden ya da evrenden alınacak örneklem üzerinde gerçekleştirilen tarama modelleridir (Karasar, 2014). Araştırma, genel tarama modellerinden kesitsel tarama

modeline göre desenlenmiştir. Kesitsel tarama modelinde, ölçümler, önceden belirlenen örnekleme bir defada gerçekleştirilir (Fraenkel & Wallen, 2006). Bu çalışmada, öğrencilerin matematiğe yönelik kaygıları, MKÖ ile ölçülmüştür.

Çalışma Grubu

Araştırma grubu, bir devlet üniversitesinin Eğitim Fakültesinde öğrenim görmekte olan 441 öğretmen adayından oluşmaktadır. Bu öğretmen adaylarının 183'ü erkek (%41.5), 258'i ise kız (%58.5)'dir. Çalışma grubunda yer alan öğretmen adaylarına yönelik betimsel istatistikler Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Çalışma Grubunda Yer Alan Öğretmen Adaylarına İlişkin Betimsel Bilgiler

Program Türü	Öğretmen adaylarının sayısı		Cinsiyet			
			Erkek		Kız	
	<i>f</i>	%	<i>f</i>	%	<i>f</i>	%
Sınıf	90	20.4	45	10.2	45	10.2
Sosyal	105	23.8	53	12.0	52	11.8
Türkçe	68	15.4	32	7.3	36	8.2
Fen Bilgisi	91	20.6	26	5.9	65	14.7
İlköğretim Matematik	87	19.8	27	6.1	60	13.6
Toplam	441	100.0	183	41.5	258	58.5

Veri Toplama Aracı

Matematik Kaygı Ölçeği (MKÖ), Betz'in (1978) on maddeden oluşan matematik kaygı ölçeğinden yararlanılarak Bai vd. (2009) tarafından geliştirilmiştir. Üniversite öğrencilerinin matematik kaygılarını ölçmeye yönelik geliştirilen MKÖ (Bknz. Ek 1), 14 maddeden oluşmakta ve matematik kaygısının pozitif ve negatif faktörlerden oluşan gizil yapısını ölçmektedir. Ölçek, 5'li Likert tipte bir ölçek olup, negatif (8 madde) ve pozitif (6 madde) olmak üzere iki boyuttan oluşmaktadır. Ölçeği oluşturan pozitif maddelere örnek olarak "Matematiği gelecekte kullanacağımı düşünürüm" ve "Matematik derslerinin sayısının artırılmasını isterim." maddeleri örnek verilebilir. Ölçeği oluşturan negatif maddelere ise "Matematik problemleri çözme becerim konusunda endişe duyarım" ve "Matematik benim için çok zor bir derstir" örnek verilebilir. Ölçeğin puanlaması ise negatif maddeler için (1) "kesinlikle katılmıyorum", (2) "katılmıyorum", (3) "kararsızım", (4) "katılıyorum", (5) "kesinlikle katılıyorum"

şeklinde. Ölçekteki pozitif maddelerin puanlaması ise bu skorların ters çevrilmesi ile elde edilmiştir. Ölçekten alınan yüksek skor, öğrencinin yüksek matematik kaygısı olduğunu göstermektedir. Bai vd. (2009) geliştirdiği ölçeğin geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları yapılmış olup, ölçeğin güvenilirliğinin .91 olduğu bulgusuna ulaşılırken ölçeğin her iki faktörünün varyansın %67'sini açıkladığı görülmüştür. Ölçekte bulunan pozitif maddelerin faktör yükleri .67 ile .87 arasında değişirken, negatif maddelerin faktör yükleri ise .67 ile .89 arasında değişmektedir. Açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör analizi sonuçları, iki faktörlü yapıyı desteklemektedir.

Verilerin Analizi

Verilerin analizi, LISREL 8.7 ve PASW 18 paket programlarıyla yapılmıştır. Ölçeğin uygulanabilirliğini doğrulamak amacıyla madde-toplam test korelasyonları, Cronbach alfa iç tutarlılık katsayıları ve yapı geçerliliği gibi psikometrik özellikleri incelenmiştir. Ölçeğin faktör yapısı için Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) ve Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) yapılmıştır.

BULGULAR

Ölçeğin Güvenirliği

Ölçeği oluşturan maddeleri ve ölçeğin güvenilirliğini belirlemek amacıyla, madde-toplam test korelasyonu ve Cronbach alfa iç tutarlık katsayısı hesaplanmıştır. Öncelikle, ölçekteki maddelerin analizlerini yapmak amacıyla, madde-toplam test korelasyonları hesaplanmış ve bu korelasyonların .46 ile .77 arasında değiştiği görülmüştür. Madde-toplam korelasyonunun yüksek ve pozitif olması maddelerin ölçeğin bütünü ile tutarlı olduğunun göstergesidir (Bknz. Tablo 2). Daha sonra ölçeğin güvenilirliğini belirlemek amacıyla Cronbach alfa iç tutarlık katsayısı hesaplanmıştır. Ölçeğin tamamının iç tutarlılık katsayısı .91 ve ölçeğin alt faktörlerine ait güvenilirlik katsayısı birinci faktöre ilişkin (negatif faktör için) .90 ve ikinci faktör için (pozitif faktör için) .84 olarak bulunmuştur. Bu değerler, ölçeğin güvenilir olduğunu göstermektedir.

Geçerlilik***Dil Geçerliliği***

Hambleton'a (1993) göre orijinal dilden birebir çeviri yerine kültürel uyumu da dikkate alan bir süreç olan "test adaptasyonu" diller arası eş değeri sağlama da daha geçerli bir yöntemdir. Zira test çevirilerinde kullanılan, ters çeviri tekniği ve bilingual olarak adlandırılan ve her iki dili de ana dili olarak konuşabilen uzman bulunması zorluğu düşünüldüğünde test adaptasyonu sürecinin daha faydalı olacağı düşünülebilir. Bundan dolayı, bu çalışmada test adaptasyonu gerçekleştirilmiştir. Orijinali İngilizce olan ölçek, ilk iki araştırmacı tarafından bağımsız bir şekilde Türkçeye çevrilmiş, daha sonra bu çeviriler bir araya getirilerek hepsinin ortak yönleri aranmış ve farklılık gösteren ifadeler, çeviri yapan kişiler tarafından ortak bir cümle haline getirilmiştir.

Ölçeğin İngilizce ve Türkçe formu eğitim alanında doktora derecesine sahip bir öğretim üyesi tarafından değerlendirilmiş ve gerekli değişiklikler yapılmıştır. Ölçeğin İngilizce ve Türkçe formu bu haliyle bir ölçme değerlendirme uzmanı tarafından incelenmiştir. Son olarak, maddelerin dil açısından anlaşılır olup olmadığını belirlemek için ölçeğin Türkçe formu Türkçe eğitimi alanında uzman bir kişi tarafından incelenmiştir.

Daha sonra ortak ifadeler, çevirileri yapan uzmanlardan farklı olarak bilim uzmanı olan ve her iki dili de anadili gibi bilen araştırmacılar tarafından incelenerek orijinal maddeler ile çeviri maddeler arasındaki uyum incelenmiş ve maddeler Türk kültürüne uygun olacak şekilde revize edilmiştir ve test nihai formunu almıştır.

Yapı Geçerliği

Ölçeğin faktör yapısını belirlemek amacıyla PASW 18 programında varimax döndürme yöntemini kullanarak temel bileşenler faktör analizi uygulanmıştır. Faktör analizi ile ölçeğin, ölçmek istediği yapıyı ölçüp ölçmediği belirlenmeye çalışılmıştır. Öncelikle veri yapısının faktör analizine uygun olup olmadığı incelenmiştir. Sharma'ya (1996) göre örneklem büyüklüğü açısından faktör analizi için veri yapısının uygunluğu Kaiser-Meyer-Olkin değeri ile belirlenir ve bu değerin en az .50 olması gerekmektedir. Bu değer .90 üzerinde ise veri yapısının uygunluğunun mükemmel olduğu şeklinde yorumlanır (Sharma, 1996). Ölçeğe ait bu değer .94 olduğundan ölçeğin örneklem

büyükliğünün faktör analizi için uygunluğunun mükemmel olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca verilere faktör analizi yapabilmek için Bartlett Küresellik Testinin anlamlı ($p < .05$) olması gereklidir (Pallant, 2011). Analiz sonuçlarına göre bu değer anlamlı çıkmıştır ($\chi^2(91)=3169.944$; $p < .05$). Bu sonuçlara göre verilerin faktör analizi için uygun olduğuna karar verilmiştir. Bundan sonraki aşamada faktör analizine alınan değişkenlerin (maddelerin) kaç faktörde toplandığını belirlemek amacıyla öncelikle öz değerlere ve varyansların açıklanan yüzdelere bakılmıştır. Faktör analizi sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. MKÖ’nün Faktör Yapısı, Madde-Toplam Korelasyonları ve Cronbach Alfa İç Tutarlık Katsayısına İlişkin Analiz

Ölçek Maddeleri	Etki Boyutu	Madde-Toplam Korelasyonu	Cronbach Alfa ^a	Faktör yükleri	
				1	2
K2	Negatif	.46	.92	.73	-.007
K4	Negatif	.55	.91	.72	.12
K6	Negatif	.70	.91	.78	.27
K7	Negatif	.77	.90	.77	.38
K8	Negatif	.74	.90	.70	.42
K9	Negatif	.70	.90	.65	.41
K11	Negatif	.69	.91	.61	.44
K14	Negatif	.70	.91	.62	.45
K1	Pozitif	.69	.91	.31	.75
K3	Pozitif	.51	.91	.11	.72
K5	Pozitif	.50	.91	.12	.68
K10	Pozitif	.44	.92	.18	.53
K12	Pozitif	.72	.91	.35	.76
K13	Pozitif	.65	.91	.30	.72
Özdeğer				4.27	3.90
Açıklanan varyans oranı				30.51	27.88
Toplam ölçek için Cronbach Alfa				0.91	
Toplam ölçek için açıklanan varyans oranı				58.39	

^a Maddenin silinmesi durumunda diğer maddelerin göstermiş olduğu Cronbach alfa iç tutarlılık katsayısını göstermektedir.

Tablo 2 incelendiğinde, ölçeğe ilişkin birinci faktörde yer alan maddelerin faktör yükleri .61 ile .78 arasında ve ikinci faktörde yer alan maddelerin faktör yükleri .53 ile .76 arasında değiştiği görülmektedir. Varimax döndürme işleminden sonra birinci faktöre ait özdeğer 4.27 iken ikinci faktöre ait özdeğer 3.90 çıkmıştır. Faktörlerin matematik kaygısının gizil yapısını açıklama varyansları birinci faktör (negatif etki) için

30.51 ikinci faktör (pozitif etki) için ise 27.88'dir. Ölçeğin tamamı ise matematik kaygısının gizil yapısının %58.39'unu açıklamaktadır. Toplam varyansın açıklanma yüzdesinin yüksekliği ölçeğin ölçmek istenen yapıyı ölçebildiğinin bir göstergesidir. Belirlenen bu iki faktöre ilişkin korelasyon değerleri Tablo 3'de sunulmuştur. Faktörler arasındaki korelasyonun yüksek olması bu iki faktörün matematik kaygısının alt faktörleri olduğunu göstermektedir ($p<.01$).

Tablo 3. Faktörler Arasındaki Korelasyon Düzeyi

Faktörler	Faktör 1	Faktör 2
Faktör 1	1.00	-
Faktör 2	.66**	1.00

** $p<.01$

Açıklayıcı faktör analizinden sonra ayrıca doğrulayıcı faktör analizi yapılmıştır. Doğrulayıcı faktör analizi ile model-veri uyumuna ilişkin hesaplanan istatistiklerden en sık kullanılanları; Ki-kare iyilik uyumu (χ^2), RMSEA yaklaşık hataların ortalama karekökü (root mean square of approximation), RMR ortalama hataların karekökü (root mean square residuals), SRMR standardize edilmiş artık ortalamalarının karekökü (standardized root mean square residuals), GFI iyilik uyum indeksi (goodness of fit index), IFI artan uyum indeksi (incremental fit index), CFI karşılaştırmalı uyum indeksi (comparative fit index), NFI normlaştırılmış uyum indeksi (normed fit index) ve AGFI düzeltilmiş iyilik uyum indeksi (adjusted goodness of fit)'dir. GFI, AGFI, NFI, IFI ve CFI indekslerinin .95'in üstünde olması mükemmel uyuma, .90'ın üstünde olması ise iyi uyuma karşılık gelmektedir. Standardize edilmiş RMR'nin .05 altında olması mükemmel uyuma, .08'in altında olması iyi uyuma karşılık gelmektedir. RMSEA değerinin ise .05'ten düşük olması mükemmel uyuma, .05-.08 arası değer alması kabul edilebilir uyuma .08 ile .10 arası değer alması vasat uyuma işaret etmektedir (Bollen, 1989; Brown, 2006; Hoe, 2008; Hooper, Caughlan, & Mullen, 2008; Jöreskog & Sorbom, 1993; Kelloway, 1998; Kline, 1998). Ölçeğin iki boyutluluğunu doğrulamak için tek ve çift faktör modelleri kurulmuş ve karşılaştırılmıştır. Sonuçlar Tablo 4'de sunulmuştur.

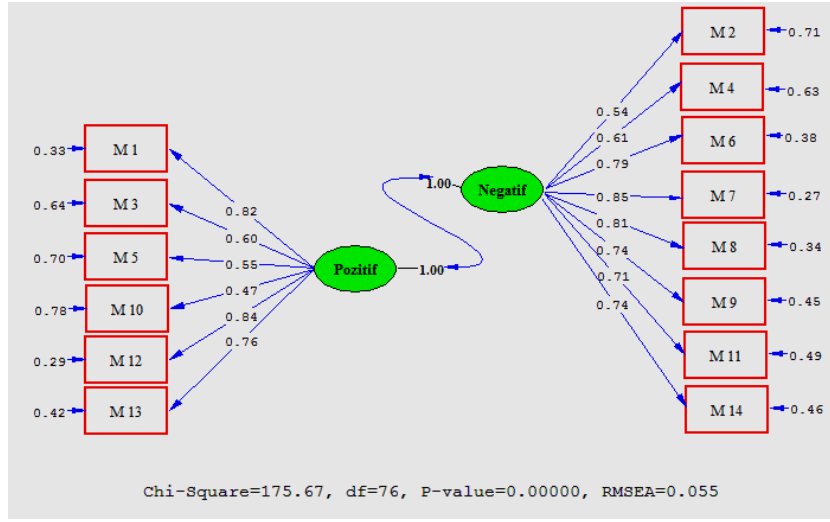
Yapılan analizde Ki-kare değeri manidar bulunmuştur; örneklemin büyük olduğu durumlarda bu beklenen bir durumdur. Bu nedenle büyük örneklerde yanlış yorumlamanın önüne geçmek için Ki-kare değerinin serbestlik derecesine oranı bir ölçüt olarak alınabilir. Elde edilen sonuç model-veri uyumuna işaret etmektedir. Bu oran 3 ten küçük ise mükemmel uyum, 5'ten küçükse orta düzey uyuma karşılık gelmektedir (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2010; Kline, 1998). Buna göre, bu araştırmada elde edilen oranın 3'ten küçük olması, mükemmel model-veri uyumuna işaret etmektedir.

Tablo 4. Ölçeğe Ait Uyum İyiliği Testlerine (Goodness of Fit Indices) İlişkin Değerler

Faktör Sayısı	Ki-kare	Sd	P değeri	CFI	NFI	AGFI	SRMR	RMSEA	90% C.I RMSEA
Çift Faktör	175.67	76	P < .05	.99	.98	.90	.045	.055	.044-.065
Tek Faktör	481.24	77	P < .05	.95	.94	.75	.068	.11	.10-.12

$$175,67/76=2.31 (\chi^2/df)$$

Bununla birlikte CFI, NFI değerlerinin .95'in üzerinde olması da model ve veri uyumunun yüksek olduğunu AGFI değerinin .90'dan yüksek olması model veri uyumunun iyi olduğunu göstermektedir. Model veri uyumunun önemli göstergelerinden olan SRMR değerinin .08'den küçük (Hu & Bentler, 1999) olması da modelin uyumlu olduğunun bir göstergesidir.



Şekil 1: Ölçeğe Ait Doğrulayıcı Faktör Analizi Diyagramı

Ayrıca RMSEA değerinin % 90 olasılıklı güven aralığı .05 değerini kapsadığından, model-veri uyumunun yüksek olduğunu göstermektedir (Hu & Bentler, 1999). Sonuç olarak model- veri uyumuna ait değerler incelendiğinde kurulan modelin iyi bir uyum gösterdiği görülmektedir.

SONUÇ ve ÖNERİLER

Bu araştırmanın amacı, Bai vd. (2009) tarafından geliştirilen Matematik Kaygısı Ölçeğinin (MKÖ) Türkçe formunun geçerlilik ve güvenirlik çalışmasını gerçekleştirmektir. İlk olarak MKÖ'nün Türkçe diline çevirisi "test adaptasyonu" tekniği kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Daha sonra ise, MKÖ'nün dil geçerliği, yapı geçerliği ve iç tutarlık güvenirliği incelenmiştir. MKÖ'nün dil geçerliği ölçeğin bağımsız araştırmacılar tarafından çevrilmesi, çevrilen formların karşılaştırılması ve ortak bir form oluşturulması, daha sonra oluşturulan formun uzmanlar tarafından incelenmesi ve nihai formun oluşturulması şeklinde gerçekleştirilmiştir.

MKÖ'nün Cronbach alfa güvenirlik katsayısı .91 ve ölçeğin alt faktörlerine ait güvenirlik katsayısı birinci faktöre ilişkin (negatif faktör için) .90 ve ikinci faktör için

(pozitif faktör için) .84 olarak bulunmuştur. Bulunan bu güvenilirlik katsayı orijinal ölçekteki güvenilirlik katsayı .91 ile uyum içerisindedir. Ölçeğin madde geçerliğine ve homojenliğine ilişkin hesaplanan madde-toplam test korelasyonları .46 ile .77 arasında değişmektedir. Madde-toplam korelasyonun yüksek ve pozitif olması maddelerin ölçeğin bütünü ile tutarlı olduğunun göstergesidir. Bu değerler orijinal ölçekteki madde-toplam test korelasyonları (.26-.75) değerlerinden daha yüksek çıkmıştır. Bu ise ölçeğin Türkçe formunda maddelerin ölçeğin bütünü ile daha tutarlı sonuçlar verdiği şeklinde yorumlanabilir.

MKÖ'nün yapı geçerliğini sağlamak için açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör analizleri uygulanmıştır. Açıklayıcı faktör analizi sonuçları ölçeğin orijinal formunda olduğu gibi matematik kaygısını pozitif ve negatif etki olmak üzere iki boyutta ölçmektedir. Bu iki boyut birlikte matematik kaygının %58.38'ini açıklayabilmektedir.

Diğer bir faktör analizi olan DFA için uyum indeksi sınırları göz önüne alındığında, modelin yeterli düzeyde uyum verdiği ve ölçeğin orijinal faktör yapısının Türkçe formun faktör yapısıyla uyduğu görülmektedir. Ayrıca ölçeğin tek faktörlü yapısı da DFA ile analiz edilmiştir. Bununla birlikte ölçeğin tek ve çift faktörlü yapılardan hangisine daya iyi uyum gösterdiğini anlamak için yapılan DFA analizi sonuçlarından elde edilen uyum indeksleri karşılaştırıldığında ölçeğin çift faktörlü yapısının daha uygun olduğu görülmektedir.

Ölçeğin çift faktörlü olarak doğrulanan yapısından, öğrencilerin alacağı puanlar 14 ile 70 arasında değişmektedir. Öğrencilerin aldığı puanın yüksekliği matematik kaygılarının yüksek olduğunu göstermektedir. Bunun yanı sıra, ölçekteki madde sayısının optimum olmasından dolayı, kısa sürede ve geçerli bir şekilde öğrencilerin matematik kaygısının iki boyutlu yapısı ölçülebilir.

MKÖ'nün kültürel uyarlama, güvenilirlik ve geçerlik çalışmalarından elde edilen bulgulara dayanılarak, ölçeğin Türkçeye uygun olduğu ve üniversite öğrencilerinin matematik kaygısını güvenilir ve geçerli bir şekilde ölçebileceği söylenebilir. Bundan

dolayı bu ölçek kullanılarak üniversite öğrencilerinin matematiğe yönelik kaygıları belirlenebilir ve bu kaygılarının azaltılmasına yönelik çalışmalar yapılabilir.

Ölçeğin geçerlilik ve güvenirlik çalışmaları, bir devlet üniversitesinde öğrenim gören öğretmen adayları ile gerçekleştirilmiştir. Dolayısıyla ölçeğin geçerlik ve güvenirliği, farklı üniversitelerde öğrenim görmekte olan daha geniş örneklemeler üzerinde yapılacak çalışmalar ile yinelenabilir ve genellenebilirliği artırılabilir. . Yine matematik başarısı ile matematik kaygısına yönelik yapılacak ilişkisel ve deneysel çalışmalarla, ölçeğin Türkiye örneklemindeki kullanılabilirliği ve genellenebilirliği artırılabilir.

KAYNAKLAR

- Akın, A., Kurbanoglu, İ., & Takunyacı, M. (2011). Revised mathematics anxiety rating scale: a confirmatory factor analysis. *Necatibey Faculty of Education Electronic Journal of Science and Mathematics Education*, 5(1), 163-180.
- Ashcraft, M. A. (2002). Math anxiety: Personal, educational, and cognitive consequences. *Current Directions in Psychological Science*, 11(5), 181-185.
- Ashcraft, M. H., & Ridley, K. S. (2005). Math anxiety and its cognitive consequences: A tutorial review. In J. Campbell (Ed.), *Handbook of mathematical cognition* (pp. 315-327). New York: Psychology Press.
- Bai, H., Wang, L., Pan, W., & Frey, M. (2009). Measuring mathematics anxiety: Psychometric analysis of a bidimensional affective scale. *Journal of Instructional Psychology*, 36, 185-193.
- Bai, H. (2011). Cross-validating a bidimensional mathematics anxiety scale. *Assessment*, 1, 178-182.
- Baloglu, M. (2005). Adaptation of the mathematics anxiety rating scale to Turkish, language validity and preliminar psychometric properties. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, 5(1), 23-30.
- Baloğlu, M., & Balgalmış, E. (2010). Matematik kaygısını derecelendirme ölçeği ilköğretim formu'nun Türkçe'ye uyarlanması, dil geçerliği ve psikometrik incelemesi. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, 10(1), 77-110
- Betz, N. E. (1978). Prevalence, distribution, and correlates of math anxiety in college students. *Journal of Counseling Psychology*, 25(5), 441-448.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. New York: Wiley.

- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. (1st ed.). California: Sage.
- Çokluk, Ö., Şekercioglu, G. & Büyüköztürk, Ş. (2010). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve Lisrel uygulamaları*. Ankara: Pegem Akademi.
- Cates, G. L., & Rhymer, K. N. (2003). Examining the relationship between mathematics anxiety and mathematics performance: An instructional hierarchy perspective. *Journal of Behavioral Education*, 12, 23-34.
- Çatlıoğlu, H., Birgin, O., Coştu, S., & Gürbüz, R. (2009). The level of mathematics anxiety among pre-service elementary school teachers. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 1(1), 1578-1581.
- Dew, K. M. H., Galassi, J. P., & Galassi, M. D. (1983). Mathematics anxiety: Some basic issues. *Journal of Counseling Psychology*, 30, 443-446.
- Deniz, L., & Üldaş, İ. (2008). Validity and reliability study of the mathematics anxiety scale involving teachers and prospective teachers. *Eurasian Journal of Educational Research*, 30, 49-6
- Fennema, E., & Sherman, J. A. (1976). Fennema- Sherman Mathematics Attitudes Scale: Instruments designed to measure attitudes toward the learning of mathematics by females and males. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 6(31), 324-326.
- Fraenkel, J.R., & Wallen, N.E. (2006). *How to design and evaluate research in education*. New York: McGraw-Hill.
- Hableton, R. K. (1993). Translating the achievement tests for use in cross-national studies. *European Journal of Psychological Assessment*, 9(1), 57-58.
- Hembree, R. (1990). The nature, effects, and relief of mathematics anxiety. *Journal for Research in Mathematics Education*, 21, 33-46.
- Hoe, S.L. (2008). Issues and procedures in adopting structural equation modeling technique. *Journal of Applied Quantitative Methods*. 3(1). 76-83.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods* 6(1), 53-60.
- Hopko, D., Mahadevan, R., Bare, R., & Hunt, M. (2003). The abbreviated math anxiety scale (AMAS). *Assessment*, 1, 178-182.
- Hu, L., & 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.

- Işıksal, M., Curran, J. M., Koç, Y., & Aksun, C. S. (2009). Mathematics anxiety and mathematical self-concept: Considerations in prepar elementary-school teachers. *Social Behavior and Personality*, 37(5), 631-644.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1993). *Lisrel 8: Structural equation modelling with SIMPLIS command language*. Scientific Software International, Inc, Lincolnwood, USA.
- Karasar, N. (2014). *Bilimsel araştırma yöntemleri* (27. Baskı). Ankara: Nobel.
- Kazelskis, R. (1998). Some dimensions of mathematics anxiety: A factor analysis across instruments. *Educational and Psychological Measurement*, 58(4), 623-634.
- Kazelskis, R., Reeves, C., Kersh, M. E., Bailey G., Cole K., Larmon M., Hall, L., & Holliday D. C. (2000). Mathematics anxiety and test anxiety: Separate constructs? *Journal of Experimental Education*, 68(2), 137- 146.
- Kelloway, E. K. (1998). *Using lisrel for structural equation modeling: A researcher's guide*, USA: Sage Publications.
- Kline, R. B. (1998). *Principal and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Pres.
- McLeod, D. B. (1992). Research on affect in mathematics education: A reconceptualization. In D. A. Grouws (Ed.), *Handbook of research on mathematics teaching and learning* (pp. 575-596). New York: Macmillan.
- Newstead, K. (1998). Aspects of children's mathematics anxiety. *Educational Studies in Mathematics*, 36, 53-71.
- Özdemir & Gür (2011). Matematik kaygısı-endişesi ölçeğinin (MKEÖ) geçerlilik ve güvenilirlik çalışması. *Eğitim ve Bilim*. 36(161), 39-50.
- Pajares, F., & Urdan, T. (1996). An exploratory factor analysis of the mathematics anxiety scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development* 29, 35-4.
- Pajares, F., & Miller, M. D. (1994). The role of self-efficacy and self-concept beliefs in mathematical problem-solving: A path analysis. *Journal of Educational Psychology*, 86, 193-203.
- Pallant, J. (2011). *SPSS survival manual: A step by step guide to data analysis using SPSS for Windows* (4th ed.). Australia: Allen & Unwin
- Plake, B. S., & Parker, C. S. (1982). The development and validation of a revised version of the mathematics anxiety rating scale. *Educational and Psychological Measurement*, 42, 551-557.
- Richardson, F. C., & Suinn, R. M. (1972). The mathematics anxiety rating scale: Psychometric data. *Journal of Counseling Psychology*, 19, 551-554.

- Rounds, J. B., & Hendel, D. D. (1980). Measurement and dimensionality of mathematics anxiety. *Journal of Counseling Psychology, 27*, 138-149.
- Sandman, R. (1980). The mathematics attitude inventory: Instrument and user's manual. *Journal for Research in Mathematics Education, 11*(2), 148-149.
- Sharma, S. (1996). *Applied multivariate techniques*, New York: John Wiley.
- Suinn, R. M., & Edwards, R. (1982). The measurement of mathematics anxiety: The mathematics anxiety rating scale for adolescents: MARS-A. *Journal of Clinical Psychology, 38*, 576-580.
- Suinn, R. M., Taylor, S., & Edwards, R. W. (1988). Suinn mathematics anxiety rating scale for elementary school students (MARS-E): Psychometric and normative data. *Educational and Psychological Measurement, 48*, 979-986.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston: Pearson/Allyn & Bacon.
- Tobias, S. (1993). *Overcoming math anxiety*. New York: Norton & Company.
- Uusimäki, L., & Nason, R. (2004). Causes underlying pre-service teachers' negative beliefs and anxieties about mathematics. *Proceedings of the 28th Conference of the International Group for the Psychology of Mathematics Education, 4*, 369-376
- Üludaş, İ. (2005). *Öğretmen ve öğretmen adaylarına yönelik matematik kaygı ölçeği (MKÖ-Ö)'nin geliştirilmesi ve matematik kaygısına ilişkin bir değerlendirme*. (Yüksek Lisans Tezi), Marmara Üniversitesi, İstanbul.
- Wood, E. F. (1988). Math anxiety and elementary teachers: What does research tell us? *For the Learning of Mathematics, 8*(1), 8-13.

SUMMARY

Mathematics anxiety is assumed to have a great impact on mathematics education (Bai, Wang, Pan, & Fray, 2009). There are numerous studies that investigated mathematics anxiety in different settings (e.g., Bai, et al., 2009; Plake & Parker, 1982; Richardson & Suinn, 1972). Some of these scales were translated into Turkish and used in Turkish context (e.g., Akin et al., 2011; Baloglu, 2005; Özdemir & Gur, 2011). All of the aforementioned studies investigated mathematics anxiety in one dimension as negative affect. Whereas the studies indicated that mathematics anxiety also had positive affect dimension (Kazelskis, 1998). However, any study that investigated mathematics anxiety in two dimensions as positive and negative affect was found in Turkish context. Thus, the purpose of this study was to adapt the Mathematics Anxiety Scale-Revised (MAS-R) which was developed by Bai et al. (2009) into Turkish language and to examine validity and reliability properties of the adapted scale.

The 14-item MAS-R were translated and adapted into Turkish by the first two authors of this study. Since back translation technique is not convenient (Hambleton, 1993), test

adaptation technique was used. The original scale was translated into Turkish by the researchers independently. Then the translated versions were compared and judgements were made about their equivalence. Both Turkish and English versions were examined by a third expert that has a doctorate degree. Then, both versions were examined by another expert in measurement and evaluation department. After the modifications, the scale was examined by an expert in Turkish language department in order to check its coherence in Turkish language. The adapted scale was administered to 441 pre-service teachers from a public university. Then both explanatory and confirmatory factor analyses were performed. Explanatory factor analysis results yielded a two-factor structure. Six items measured positive affect with loadings ranging from .53 to .76 and explained 27.88% of the variance; while eight items measured negative affect with loadings ranging from .61 to .78 and explained 30.51% of the variance. A confirmatory factor analysis confirmed the construct validity of MAS-R. More specifically, confirmatory factor analysis discovered that the hypothesized model provided acceptable fit to the data. The two-factor model produced a chi-square of 175.67 ($df = 76$, $\chi^2/df = 2.31$, $p < .05$). χ^2/df ratio < 3 is accepted as perfect fit (Kline, 1998). The following statistics were calculated in order to evaluate the model fit: CFI= .99; NFI= .98; AGFI= .90; SRMR= .045; RMSEA= .055. The fit indices indicated that the consistency between model and data has shown nearly perfect fit. Comparison of fit indices implied that the two-factor measurement model has nearly excellent construct validity. For initial validation, Cronbach's alpha coefficient assessing the internal consistency of the instrument was found as .91.

The statistical analyses of present study indicated that Turkish version of MAS-R has high internal consistency reliability. The explanatory factor analysis yielded a two-factor structure which was also confirmed by the confirmatory factor analysis results which indicated nearly perfect fit. Also, CFA results implied that the two-factor scale was significantly better than one factor model. The positive and high correlations of all items with total scale indicated that the scale consistently measured the same construct. Moreover, clear factor structures and high factor loadings on the positive and negative affect indicated that the Turkish version of MAS-R optimally captured the two intercorrelated dimensions of mathematics anxiety.

Based on the results of the present study, the adapted version of MAS-R can be used as a valid and reliable instrument for assessing mathematics anxiety of university students. The interpretation of total scores could be helpful for determination of students with high and low mathematics anxiety. Thus, it can be used for monitoring students' anxiety levels and differentiating the education settings for students with high mathematics anxiety. Since the validity and reliability studies were conducted with a college sample, additional studies that investigate validity and reliability of MAS-R with larger and different samples are recommended.

Ek1. İki Boyutlu Matematik Kaygısı Ölçeği

	Kesinlikle Katlıyorum	Katlıyorum	Kararsızım	Katılmıyorum	Kesinlikle Katılmıyorum
1. Matematik konuları ilgimi çeker.	1	2	3	4	5
2. Matematik sınavlarında telaşlanırım.(-)	1	2	3	4	5
3. Matematiği gelecekte kullanacağımı düşünürüm.	1	2	3	4	5
4. Matematik sınavlarında aklım durur ve mantıklı düşünemem. (-)	1	2	3	4	5
5. Matematiğin günlük yaşamımla ilişkili olduğunu düşünürüm.	1	2	3	4	5
6. Matematik problemleri çözme becerim konusunda endişe duyarım. (-)	1	2	3	4	5
7. Matematik problemleri çözmeye çalıştığımda, çaresiz kalmaya başladığımı hissedirim. (-)	1	2	3	4	5
8. Matematiği benim için çok zor bir derstir. (-)	1	2	3	4	5
9. Matematik dersinde kendimi gergin hissedirim. (-)	1	2	3	4	5
10. Matematik derslerinin sayısının artırılmasını isterim.	1	2	3	4	5
11. Matematik derslerinde kendimi huzursuz hissedirim. (-)	1	2	3	4	5
12. Matematik en çok sevdiğim derslerimden biridir.	1	2	3	4	5
13. Matematik öğrenmek eğlencelidir.	1	2	3	4	5
14. Matematik dersi kafamı karıştırır. (-)	1	2	3	4	5