



International Journal of Social Sciences

ISSN:2587-2591

DOI Number:<http://dx.doi.org/10.30830/tobider.sayi.21.17>

Volume 9/1

2025 p. 309-336

MATEMATİK KAYGISI ÖLÇEĞİ KISA FORMU'NUN TÜRKÇE VERSİYONU: GEÇERLİK VE GÜVENİRLİK ÇALIŞMASI

TURKISH VERSION OF BRIEF MATH ANXIETY SCALE: A STUDY OF VALIDITY AND RELIABILITY

Özkan SAATÇIOĞLU*

ÖZ

Bu araştırmanın amacı Núñez-Peña ve Guilera (2023) tarafından üniversite öğrencilerinin matematiğe yönelik kaygılarını ölçmek amacıyla geliştirilen dokuz maddelik Matematik Kaygısı Ölçeği Kısa Formu'nu (BMAS) Türk kültürüne uyarlamak ve ölçeğin geçerlik ve güvenirlik çalışmasını yapmaktır. Araştırmaya bir devlet üniversitesinin otuz iki farklı lisans programında öğrenim görmekte olan 864 lisans öğrencisi gönüllü katılım sağlamıştır. Yapılan Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) sonuçlarına göre ölçeğin model veri uyumunun iyi düzeyde ve Türkiye'deki üniversite öğrencileri için geçerli olduğu belirlenmiştir. BMAS için elde edilen iç tutarlılık katsayısı "Matematik sınav kaygısı" alt boyutu için $\alpha=.81$, $\omega=.81$; "Sayısal işlem kaygısı" alt boyutu için $\alpha=.84$, $\omega=.85$ ve "Matematik dersi kaygısı" alt boyutu için $\alpha=.63$, $\omega=.64$ bulunmuştur. Dört hafta arayla elde edilen veriler üzerinde hesaplanan korelasyon katsayıları madde düzeyinde .81 ile .87 arasında değişiklik göstermiş, BMAS toplam puanı için ise .88 olarak hesaplanmıştır. Ölçekteki maddelerin toplam test puanıyla olan korelasyonları alt boyutlarda .73 ile .91 arasında, ölçeğin tamamı için .56 ile .67 arasında değişiklik göstermiştir. Ölçekte cinsiyet ve yaşa göre Değişen Madde Fonksiyonu (DMF) gösteren madde bulunmadığı tespit edilmiştir. BMAS'tan alınan toplam puan ortalamalarının kadın ve erkeklerde manidar bir şekilde değişiklik göstermediği ancak yaş grupları arasında farklılaşmanın söz konusu olduğu belirlenmiştir. Ayrıca BMAS'ın İki Boyutlu Matematik Kaygısı Ölçeği ile Matematik Okuryazarlığı Özyeterlik Ölçeği arasındaki ilişkilerin genel olarak orta düzeyde olduğu ortaya konulmuştur. Bu bulgulara dayanılarak, BMAS'ın lisans öğrencilerinin matematik kaygılarını belirlemek amacıyla kullanılacak geçerli, güvenilir ve kullanışlı bir ölçek olduğu belirlenmiştir. Böylece BMAS'ın zaman

* Dr. Öğretim Üyesi, Selçuk Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, Ölçme ve Değerlendirme Ana Bilim Dalı,
E-mail: ozkan.saatcioglu@selcuk.edu.tr, ORCID: 0000-0001-8131-9619, Konya, Türkiye.

sınırlamasının olduğu araştırmalarda üniversite öğrencilerinin matematik kaygılarını belirlemek amacıyla kullanılabilecek alternatif bir araç olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: *Matematik Kaygısı, Geçerlik, Güvenirlik, Kullanışlılık, Doğrulayıcı Faktör Analizi.*

ABSTRACT

The purpose of this study was to adapt the 9-item Brief Mathematics Anxiety Scale (BMAS), developed by Núñez-Peña and Guilera (2023) to measure university students' mathematics anxiety, into Turkish culture and to conduct validity and reliability analyses of the scale. The study included 864 volunteer undergraduate students from thirty-two different degree programs at a public university. According to the Confirmatory Factor Analysis (CFA) results, the scale demonstrated good model-data fit and was found to be valid for university students in Turkey. The internal consistency coefficients obtained for BMAS were $\alpha=.81$, $\omega=.81$ for the "mathematics test anxiety" subscale; $\alpha=.84$, $\omega=.85$ for the "numerical operation anxiety" subscale; and $\alpha=.63$, $\omega=.64$ for the "mathematics course anxiety" subscale. The correlation coefficients calculated from data collected four weeks apart ranged between .81 and .87 at the item level, while the reliability coefficient for the total BMAS score was calculated as .88. The correlations between the scale items and total test scores ranged from .73 to .91 for subscales and from .56 to .67 for the full scale. No items showing Differential Item Functioning (DIF) based on gender or age were identified. While no significant differences were found between male and female participants' total BMAS scores, differences were observed among age groups. Additionally, the relationships between BMAS and both the Two-Dimensional Mathematics Anxiety Scale and Mathematics Literacy Self-Efficacy Scale were found to be generally at moderate levels. Based on these findings, BMAS was determined to be a valid, reliable, and practical scale that can be used to assess mathematics anxiety among undergraduate students. Consequently, it was concluded that BMAS serves as an alternative tool that can be used in time-constrained research to determine university students' mathematics anxiety.

Keywords: *Mathematics Anxiety, Validity, Reliability, Practicality, Confirmatory Factor Analysis.*

Giriş

Matematik becerileri, eğitim sürecinde kritik bir öneme sahiptir ve bireylerin günlük yaşamlarının neredeyse her alanında önemli rol oynamaktadır. Matematiksel kavram ve içeriklerin bilimde ve teknolojide kullanılmasının yanı sıra günlük hayatta da matematik becerilerinin önemli rol oynaması nedeniyle, matematik kaygısı taşıyan bireyler yenilikçi ve üretime katkı sunmaktan uzak olacaktırlar. Okullardaki matematik derslerinde bu becerilerin gelişimi desteklenmesine rağmen, matematik genellikle öğrencilerin en fazla zorlandığı, korktuğu, kaygı duyduğu ve olumsuz tutum sergilediği derslerden biridir. Bunun temel sebepleri arasında dersin oldukça yorucu, çok zaman alıcı, sabır gerektirmesi, kavramların soyut olması ve somutlaştırılmadan aktarılması görülmektedir. Ayrıca matematik, birçok önyargının hedefi haline gelmiş bir disiplin olarak da değerlendirilmekte

ve yapılan çok sayıda araştırmada (Awofala vd., 2024; Furner ve Bernan, 2003; Hembree, 1990; Metje vd., 2007; Ramirez vd., 2013; Satake ve Amato, 1995; Zhang vd., 2019) matematik kaygısının öğrencilerin dersteki akademik başarılarını olumsuz yönde etkilediği belirtilmektedir.

Matematik kaygısı Richardson ve Suinn (1972) tarafından “sayıları kullanma ve matematiksel problemleri çözme becerisini engelleyen, günlük yaşam ve akademik durumlarda ortaya çıkan gerginlik ve kaygı hisleri” olarak tanımlanmıştır (s. 551). Richardson ve Suinn’ın (1972) sonra yapılan çalışmalar özellikle matematik performansı üzerinde olumsuz etkileri olan matematik kaygısına sıklıkla odaklanmış ve matematik kaygısının, bir alışveriş sonrası fiş okunurken, bir boya ustasının renkleri farklı miktarlarda karıştırırken, bir restoranda hesabın fazla alındığı düşünülürken (Ashcraft ve Moore, 2009) veya finansal kararlar alınırken de yaşandığı (McKenna ve Nickols, 1988), bu nedenle de günlük hayatın birçok zaman diliminde matematik kaygısının oluştuğu belirtilmiştir (Tomasetto vd., 2020). Matematik kaygısını belirlemenin ilk adımı onu ölçmek olduğundan, bu yapıya ilişkin güvenilir puanlar ve geçerli yorumlar elde etmek için ölçme araçları geliştirme ve uyarlama konusu kilit öneme sahiptir.

Alanyazın incelendiğinde matematik kaygısını ölçmek için öncü bir çalışma olarak 98 maddelik Matematik Kaygısı Derecelendirme Ölçeğinin geliştirildiği görülmüştür (Math Anxiety Rating Scale [MARS]; Richardson ve Suinn, 1972). Bu ölçekte, katılımcılardan matematik kullanmayı gerektiren farklı durumlarda (örneğin, bir matematik dersine girerken) ne kadar kaygı hissettiklerini 1'den 5'e kadar derecelendirmeleri istenmiştir. MARS ölçeğinin Türk kültürüne uyarlama çalışması Bayraktar (1985) tarafından gerçekleştirilmiş ve ölçek daha sonra revize edilmiştir. Ancak madde sayısına bağlı olarak MARS’ın zaman alıcı olması nedeniyle daha hızlı uygulanabilen araçların da geliştirilmesi gerekmiştir. Bu nedenle Matematik Kaygısı Ölçeği (Math Anxiety Scale [MAS]; Fennema ve Sherman 1976) isminde 12 maddelik farklı bir ölçek geliştirilmiştir. Sonraki süreçte yine alanyazında çalışmalar devam ederek MARS'tan türetilen ve lisans öğrencileri için kullanılması amaçlanan Kısaltılmış Matematik Kaygısı Derecelendirme Ölçeği (Shortened Math Anxiety Rating Scale [sMARS]; Alexander ve Martray, 1989) ve Kısaltılmış Matematik Kaygısı Ölçeği (Abbreviated Math Anxiety Scale [AMAS]; Hopko vd., 2003) de farklı yıllarda geliştirilmiş ve bu ölçekler farklı kültürler için uyarlanmıştır (Caviola vd., 2017; Núñez-Peña vd., 2013). sMARS, 25 maddeden oluşan ve matematik sınav kaygısı (örneğin, bir matematik sınavına girerken hissedilen kaygı), sayısal işlem kaygısı (günlük, resmi olmayan durumlarda hissedilen kaygı) ve matematik dersi kaygısı (matematik dersleri sırasında hissedilen kaygı) olmak üzere üç kaygı boyutunu ölçen bir ölçme aracıdır. sMARS, hem kaynak kültürde (örneğin, iki haftalık test-tekrar test güvenilirliği .86'dır) hem de diğer kültürlerde çeviri ve uyarlamalarında iyi psikometrik özellikler göstermiştir. Ancak sMARS'ın 25 maddeden oluşması nedeniyle ölçeği tamamlama süresinin kısıtlı olduğu durumlarda (örneğin, çok sayıda kişinin değerlendirilmesi gereken araştırma veya eğitim bağlamlarında) dezavantajlı olduğu belirtilmiştir. Bu dezavantajlı durum, 9

maddeden oluşan ve 5 dakikadan daha kısa sürede uygulanabilen AMAS ile aşılmıştır. AMAS'ın da psikometrik özellikleri iyi düzeyde olmasına rağmen, sMARS'ın yalnızca iki alt ölçeğini içermesi gibi bir sınırlılığı bulunmaktadır. Belirtilen bu iki alt ölçek, matematik dersindeki kaygıyı ölçmesine rağmen AMAS'ın, günlük yaşamda hissedilen kaygı gibi akademik ortam dışındaki matematik kaygısını kapsamadığı belirtilmektedir (Núñez-Peña ve Guilera, 2023).

Türkiye'de de matematiğe ilişkin kaygıyı ölçmek için çok sayıda ölçme aracının geliştirildiği ve uyarlandığı görülmektedir. Örnek olarak Bayraktar (1985) lise öğrencileri için MARS-A ölçeğini revize etmiş ve ölçeği yeniden düzenleyerek 84 madde ile Türk kültürüne uyarlamıştır. Işıksal vd. (2009) ise çalışmalarında öğretmen adayları için Kısaltılmış Matematik Kaygı Ölçeği'ni (AMAS) Türk kültürüne uyarlamışlardır. Baloğlu ve Balgalmış (2010) yaptıkları araştırma ile Suinn'in (1988) geliştirdiği Matematik Kaygısını Derecelendirme Ölçeği'nin İlköğretim Formu'nu Türk kültürüne uyarlamıştır. Ayrıca Akçakın vd. (2015) yaptıkları araştırmalarında Bai vd. (2009) tarafından üniversite öğrencileri için geliştirilen İki Boyutlu Matematik Kaygısı Ölçeği'ni Türkiye'deki öğrenciler için uyarlama çalışmalarını gerçekleştirmişlerdir. Erkin vd. (2006) ilköğretim ve lise öğrencileri için daha önce Türkiye'de geliştirilen Matematik Kaygı Ölçeği'ni düzenlemiştir. Bu uyarlama çalışmalarının yanı sıra Delice vd. (2009) Matematik Kaygı Ölçeği'ni, Peker (2006) ise Matematik Öğretimi Kaygı Ölçeği'ni, öğretmen adayları için geliştirmiştir. Yıldırım ve Gürbüz (2017) öğretmenlere yönelik Matematik Kaygı Ölçeği'ni, Üldaş (2005) ise hem öğretmen hem de öğretmen adaylarına yönelik Matematik Kaygı Ölçeği'ni geliştirmişlerdir. Bindak (2005) ilköğretim öğrencileri için Matematik Kaygı Ölçeği'ni, Mutlu ve Söylemez (2018) ilkokul 3. ve 4. sınıf öğrencileri için Matematik Kaygı Ölçeği'ni, Öztıp ve Topbaş (2019) ilkokul öğrenci velileri için Matematik Kaygı Ölçeği'ni geliştirmişlerdir. Yapılan bu araştırmalar incelendiğinde alanyazında Matematik Kaygı Ölçeği isminde farklı örneklem grupları için geliştirilmiş veya uyarlanmış çok sayıda ölçeğin var olduğu anlaşılmıştır. Bu ölçeklerin bazılarının uzun olması, çok eski yıllarda geliştirilmesi ve psikometrik özellikleri açısından yeterli olmaması gibi nedenlerle ilgili ölçeklerin revize edilmesinin gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

Araştırmalarda matematik kaygısının iki (Rounds ve Hendel, 1980) veya daha fazla boyutlu (Kazelskis, 1998; Resnick vd., 1982) olarak ele alındığı görülmüştür. Genel olarak bu boyutların bazıları matematik testi kaygısı, matematik öğrenebilme kaygısı, sayı ve işlem kaygısı, problem çözme kaygısı, değerlendirilme kaygısı gibi farklı şekillerde isimlendirilmişken, Bai vd. (2009) ile Bai (2011) tarafından yapılan araştırmalarda matematik kaygısının negatif ve pozitif olmak üzere iki boyutu olduğu ifade edilmiştir. Bu bilgiler doğrultusunda matematik kaygısının farklı boyutlarda ele alındığı ve aynı isimdeki çeşitli ölçeklerin hem boyut sayısının hem de boyutların kuramsal içeriklerinin farklı olduğu anlaşılmıştır. Ayrıca ölçeklerin farklı kültürlere uyarlanması durumunda madde ve boyut sayılarında farklılaşma olduğu da tespit edilmiştir. Kuramsal olarak geçerliği

uzmanlar tarafından kabul görmüş, kolay uygulanabilir bir ölçeğin eksikliğinin hissedilmesi nedeniyle Núñez-Peña ve Guilera (2023) yaptıkları araştırmada matematik kaygısı ile ilgili yapılan çalışmaları dikkate alarak sMARS'ın üç faktörlü yapısını koruyan kısa bir versiyonunu oluşturmayı amaçlamış ve bu ölçeği Kısa Matematik Kaygısı Ölçeği (Brief Math Anxiety Scale [BMAS]) olarak isimlendirmiştir.

Matematik kaygısını ölçen sMARS'ın kısa versiyonu olması planlanan BMAS'tan elde edilen puanların geçerliği ve güvenilirliğini kanıtlamak amacıyla boyutsallık, iç tutarlılık, kararlılık ve diğer değişkenlerle olan ilişkisi incelenmiştir. Araştırmacılar geniş bir üniversite öğrencisi örneğine (n = 1349) sMARS ölçeğinin yanı sıra matematik yeteneği, sürekli ve durumluk kaygı ile matematiğe yönelik tutum ölçeklerini de uygulamıştır. Ölçeğin zaman içindeki kararlılığını belirlemek amacıyla yedi hafta aralıkla iki kez uygulama yapılmış ve genel olarak orta düzeyde korelasyon katsayıları elde edilmiştir (Núñez-Peña ve Guilera, 2023).

Madde sayısı fazla olan ölçeklerin öğrenciler tarafından yanıtlanmak istenmemesi, yanıtlama süresinin fazla zaman alması ve katılımcıların yorgunluk nedeniyle dikkatlerinin sonlara doğru dağılması gibi nedenlerle Kısaltılmış Matematik Kaygısı Ölçeğinin çok daha kullanışlı olduğu düşünülmüş (Núñez-Peña ve Guilera, 2023) ve hem ölçeğin kuramsal özelliklerinin Türk kültürü için de uygun olması hem de üniversite öğrencileri için kolay uygulanabilir olması nedeniyle bu ölçeğin Türk kültürüne uyarlanması önemli görülmüştür. Bu nedenle yapılan bu araştırma kapsamında Núñez-Peña ve Guilera (2023) tarafından revize edilerek geçerliği ve güvenilirliği kanıtlanan BMAS'ın Türk kültürüne uyarlanması amaçlanmıştır. BMAS'ın kuramsal olarak Türkiye'deki üniversite öğrencileri için de geçerli ve kullanışlı olacağı düşünülmesi nedeniyle üniversitelerin farklı alanlarındaki lisans öğrencilerinin matematik kaygı düzeylerini belirlemek isteyen araştırmacılar için bu ölçeğin avantajlı olabileceği kanaatine varılmıştır.

Günümüzdeki üniversite öğrencilerinin matematiğe yönelik olası kaygılarının bireylerin gelecekteki tüm yaşantılarını ve hatta ebeveynlik sürecinde çocuklarının eğitim hayatlarını bile etkileyebilecek olması nedeniyle matematik kaygısını ölçmek amacıyla çeşitli araçların geliştirilmesi ve uyarlanması önemli görülmüştür. Alanyazındaki çalışmalar incelendiğinde Türkiye'deki mevcut matematik kaygı ölçeklerinin genellikle ilköğretim, lise ve öğretmen adayları için geliştirildiği görülmüştür. Aynı şekilde uyarlanan ölçme araçlarının da çoğunlukla bu öğrenci gruplarına yönelik olduğu belirlenmiştir. Bu nedenle Türkiye'de üniversite düzeyinde kullanılabilecek, az sayıda ancak psikometrik özellikleri açısından iyi maddeler ile zaman kaybına yol açmayıp öğrencileri yormayacak, geçerlik ve güvenilirlik düzeyinin yüksek olduğu bir matematik kaygısı ölçeğine rastlanılmaması nedeniyle BMAS'ın Türk kültürüne uyarlanması uygun görülmüştür. Bu bağlamda Núñez-Peña ve Guilera (2023) tarafından revize edilen BMAS'ın Türkçe'ye çevrilerek lisans öğrencileri için geçerliğini ve güvenilirliğini ortaya koymanın amaçlandığı bu araştırmanın

özgün bir nitelik taşıdığı ve üniversite öğrencileri için önemli bir boşluğu doldurarak alanyazına katkı sağlayabileceği düşünülmüştür.

Yöntem

Evren ve Örneklem

İlişkisel tarama modellerinden biri olan korelasyonel türde desenlenen bu araştırmanın evrenini Türkiye'de bir devlet üniversitesinin on bir fakülte ve otuz iki farklı programında öğrenim görmekte olan lisans öğrencileri oluşturmaktadır. Araştırma kapsamında seçkisiz olmayan örnekleme yöntemlerinden biri olan uygun örnekleme (Daniel, 2012; Fraenkel vd., 2019) yoluyla veri toplanılmış ve BMAS ölçeği kolay ulaşılabilen 864 lisans öğrencisine uygulanmıştır. Gönüllülük esasına göre araştırmaya katılım sağlayan öğrencilerin 696'sı kadın (%80.6) ve 168'i erkek (%19.4) olup, yaş ortalamaları 23.39'dur (S.s = 3.53, yaş aralığı = 18-50).

Veri Toplama Araçları

Kişisel Bilgi Formu

Araştırmacılar tarafından hazırlanan kişisel bilgi formu ile katılımcıların cinsiyet, yaş, bölüm, sınıf düzeyi özelliklerinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Formda öğrencilerin araştırmaya gönüllü katılımlarını içeren bilgilendirilmiş onam seçeneği de yer almıştır.

Kısa Matematik Kaygısı Ölçeği (BMAS)

Araştırma kapsamında uyarlama çalışması yapılan Kısa Matematik Kaygısı Ölçeği Núñez-Peña ve Guilera (2023) tarafından sMARS (Alexander ve Martray, 1989) revize edilerek oluşturulmuştur. sMARS matematik kaygısını ölçmekte ve matematik sınav kaygısı (15), sayısal işlem kaygısı (5) ve matematik dersi kaygısı (5) olmak üzere üç boyuttan ve 25 maddeden oluşmaktadır. Ters puanlanan herhangi bir maddenin yer almadığı ölçekte maddeler, 1 (hiç) ile 5 (çok fazla) arasında derecelendirildiğinden toplam puan 25 ile 125 arasında değişmekte ve yüksek puanlar daha yüksek düzeyde matematik kaygısını göstermektedir. Núñez-Peña vd. (2013) tarafından İspanyol kültürü için uyarlanan sMARS'ın iyi psikometrik özelliklere sahip olduğu ifade edilmektedir ($\alpha = .94$ ve 7 haftalık test-tekrar test güvenilirliği = .72).

Núñez-Peña ve Guilera (2023) yaptıkları çalışmalarında sMARS'ın uzun olduğunu düşünerek üç farklı kriteri (1. kadın ve erkekler arasında DMF sergileyen maddeler seçilmemiştir; 2. ayırt edicilik parametresi daha yüksek değerlere sahip olan maddeler seçilmiştir ve 3. madde bilgi fonksiyonu daha bilgilendirici olan maddeler korunmuştur) dikkate alarak ölçeği revize etmiştir. Böylece sMARS'tan elde edilen veriler Aşamalı Tepki Modeli ([GRM] Graded Response Model) ile analiz edilip her bir alt boyutta en iyi psikometrik özelliğe sahip olan üçer madde olmak üzere toplam dokuz maddelik BMAS

oluşturulmuştur. BMAS'ın faktör yapısını belirlemek amacıyla üç boyutlu ve tek boyutlu modeller CFI, TLI, RMSEA ve SRMR ile karşılaştırılmış ve üç boyutlu modelin daha iyi uyum sağladığı belirlenmiştir. Bu boyutlar; matematik sınavı kaygısı (faktör yükleri .81-.89 arasında), sayısal işlem kaygısı (faktör yükleri .93-.96 arasında) ve matematik dersi kaygısı (faktör yükleri .81-.89 arasında) olarak isimlendirilmiştir. Güvenirlik çalışmaları kapsamında ise Cronbach Alfa (α) ve McDonald Omega (ω) katsayıları hesaplanarak, sırasıyla birinci boyut için $\alpha=.89$, $\omega=.83$; ikinci boyut için $\alpha=.96$, $\omega=.93$ ve üçüncü boyut için $\alpha=.88$, $\omega=.84$ bulunmuştur. Test tekrar test güvenirlik katsayısı ise alt boyutlar için sırasıyla .75, .63, .77 olarak, toplam puan için ise .74 olarak hesaplanmıştır. BMAS alt boyutlarından elde edilen puanlar ile sMARS puanları arasında yüksek korelasyonlar hesaplanmıştır ($r_1=.90$; $r_2=.95$; $r_3=.93$). Öte yandan sürekli kaygı, sınav kaygısı, aritmetik yeteneği ve matematiğe yönelik tutum puanları ile BMAS puanları arasında düşük veya orta düzeyde katsayılar bulunmuştur.

İki Boyutlu Matematik Kaygısı Ölçeği

Üniversite öğrencilerinin matematik kaygılarını ölçen “İki Boyutlu Matematik Kaygısı Ölçeği” Bai vd. (2009) tarafından geliştirilmiş, Akçakın vd. (2015) tarafından Türk kültürüne uyarlanmıştır. Uyarlama çalışmasında Eğitim Fakültesi öğrencilerinden (n=441) veri toplanmış ve hem Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA) hem de Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) yapılarak ölçeğin iki boyutlu (negatif ve pozitif) kuramsal yapısı ortaya konulmuştur. AFA sonucunda belirtilen boyutların matematik kaygısının %58.39'unu açıkladığı ve maddelerin faktör yüklerinin .53 ile .78 arasında değiştiği görülmüştür. Madde-toplam korelasyonlarının .46 ile .77 arasında hesaplandığı ölçekten elde edilen puanlara ait Cronbach Alfa iç tutarlılık katsayısı birinci boyut (negatif faktör) için .90 ve ikinci boyut (pozitif faktör) için .84 olarak hesaplanmıştır. DFA sonucunda hesaplanan faktör yüklerinin ise .47 ile .85 arasında ve iki boyutlu modelin uyum indekslerinin yüksek olduğu (CFI=.99; NFI=.98; AGFI=.90; RMSEA=.06; SRMR=.05) belirlenmiştir. Ölçek maddeleri, “Kesinlikle katılıyorum” ile “Kesinlikle katılmıyorum” arasında derecelendirilmiştir. Ölçekteki pozitif maddeler ters çevrildiğinden ölçekten yüksek puan alan öğrencilerin matematik kaygılarının da yüksek olduğu açıklanmıştır. Yapılan bu araştırma kapsamında da “İki Boyutlu Matematik Kaygısı Ölçeği” 864 üniversite öğrencisine uygulanmıştır. Yapılan DFA sonucunda faktör yükleri .33 ile .82 arasında hesaplanmış ve iki boyutlu modelin uyum indekslerinin kabul edilebilir olduğu (CFI=.90; RMSEA=.09; SRMR=.06) belirlenmiştir. Güvenirlik çalışmaları kapsamında birinci boyut için $\alpha=.82$, $\omega=.83$ ve ikinci boyut için $\alpha=.91$, $\omega=.91$ Cronbach Alfa (α) ve McDonald Omega (ω) katsayıları hesaplanmıştır.

Matematik Okuryazarlığı Öz-Yeterlik Ölçeği

Matematik Okuryazarlığı Öz-Yeterlik Ölçeği Özgen ve Bindak (2008) tarafından öğretmen adaylarının matematik okuryazarlık düzeylerini belirlemek amacıyla geliştirilmiştir.

Ölçeğin taslak formu 35 maddeden oluşmuş ve 2006-2007 eğitim-öğretim yılında 182 öğretmen adayına uygulanarak toplanan veriler üzerinde analizler gerçekleştirilmiştir. Yapılan AFA neticesinde 10 maddenin silinerek, 25 maddenin tek bir faktör altında toplandığı ve ölçeğin tek faktörlü yapısının %42.85 açıklanan varyans oranına sahip olduğu belirlenmiştir. Ayrıca maddelerin toplam puanla korelasyonunun .49 ile .75 arasında, maddelerin faktör yük değerlerinin ise .52 ile .78 arasında olduğu tespit edilmiştir. Ölçeğin Cronbach Alfa iç tutarlılık katsayısı .94 olarak hesaplanmış ve güvenirliliğinin yüksek olduğu ortaya konulmuştur. Nihai ölçekte 4 olumsuz (6, 9, 18, 22), 21 de olumlu madde yer almış ve ölçekten yüksek puan alan öğrencilerin öz yeterliklerinin de yüksek olduğu şeklinde yorum yapılması gerektiği açıklanmıştır. Yapılan bu araştırma kapsamında da “Matematik Okuryazarlığı Öz-yeterlik Ölçeği” 864 üniversite öğrencisine uygulanmıştır. Yapılan DFA sonucunda faktör yükleri .32 ile .79 arasında hesaplanmış ve iki boyutlu modelin uyum indekslerinin kabul edilebilir olduğu (CFI=.90; RMSEA=.07; SRMR=.06) belirlenmiştir. Güvenirlik çalışmaları kapsamında ise $\alpha=.93$, $\omega=.94$ Cronbach Alfa (α) ve McDonald Omega (ω) katsayıları hesaplanmıştır.

Uyarlama Süreci

BMAS'ı uyarlama süreci öncesinde ölçek uyarlama işleminde dikkat edilmesi gereken hususların açıklandığı bazı temel kaynaklar incelenmiştir (Hambleton vd., 2012; International Test Commission-ITC, 2017; Pena, 2007). İlk olarak alanyazına katkı sunacak olması nedeniyle BMAS'ın Türkçeye uyarlanmasına karar verilmiş ve ölçeği geliştiren yazarlardan izin alınmıştır. İkinci aşamada ölçek Matematik Eğitimi, Program Geliştirme ve Ölçme ve Değerlendirme alanlarında çalışan doktora derecesine sahip ve her iki dile hakimiyet düzeyi yüksek olan dört uzman tarafından Türkçe'ye çevrilip uyarlama çalışması yapılmıştır. Üçüncü aşamada doktora eğitimi İngilizce olan matematik eğitimi alanında çalışan bir uzman tarafından bağımsız olarak geri çeviri işlemi gerçekleştirilmiş ve orijinal formda yer alan maddeler ile birebir karşılaştırma yapılmıştır. Yapılan incelemeler sonucunda her iki formun eşdeğer olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Dördüncü aşamada İngilizce yeterliği yüksek düzeyde olan matematik eğitimi ve ölçme ve değerlendirme uzmanlarından oluşan sekiz araştırmacı tarafından, yapılan çeviriler gözden geçirilerek maddelerin anlaşılabilirliği değerlendirilmiş ve Kapsam Geçerlik Oranı (KGO) ile Kapsam Geçerlik İndeksi (KGI) hesaplanmıştır. Uzmanların düzeltilmesini belirttikleri maddeler için öneriler doğrultusunda değişiklikler yapılmıştır. Beşinci aşamada oluşturulan form, 30 üniversite öğrencisine uygulanmış, maddelerin açık ve anlaşılır olup olmadığı, yanıtlama süresi gibi durumlar değerlendirilmiştir. Yürütülen bu yargısal süreçte anlamsal kaymaya uğrayan veya çelişkili olduğu düşünülen iki maddeye ilişkin gerekli düzenlemeler yapılmış ve nihai Türkçe form oluşturulmuştur (Ek 1). Son aşamada ise ölçeğin psikometrik özelliklerini belirlemek amacıyla uygulama yapılmış ve elde edilen veriler kullanılarak ölçme sonuçlarına ilişkin geçerlik ve güvenirlik kanıtları sunulmuştur.

Verilerin Toplanması

Veriler, 2023-2024 bahar yarıyılında Mart ve Mayıs ayları arasında Google Forms üzerinden çevrim içi olarak toplanmıştır. Tüm katılımcılar, çalışmanın amacı hakkında bilgilendirildikten sonra gönüllü olarak yazılı onay vermiştir. Katılımcıların, BMAS ve diğer ölçekleri (İki Boyutlu Matematik Kaygısı Ölçeği, Matematik Okuryazarlığı Özyeterlik Ölçeği) yaklaşık 10-15 dakika içinde yanıtlamaları planlanmıştır. Test tekrar test güvenilirliği için BMAS, testin ilk uygulanmasından dört hafta sonra 211 öğrenciden oluşan bir alt örnekleme tekrar uygulanmıştır. Üniversite öğrencilerindeki matematik kaygısının doğası gereği dört hafta sonra değişim göstermemesi beklenmiştir.

Verilerin Analizi

BMAS'ın kuramsal yapısının Türk kültüründe doğrulanıp doğrulanmadığını belirleme sürecinde öncelikle uzmanların çeviriler hakkındaki görüşleri KGO ve KGİ ile değerlendirilmiştir (Ayre ve Scally, 2014). Maximum Likelihood (ML) kestirim yöntemi kullanılarak Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) yapılmıştır (Pituch ve Stevens, 2016; Tabachnick ve Fidell, 2013). Dağılımın normalliği; çarpıklık ve basıklık katsayıları, ortalama ve standart sapma gibi betimsel istatistikler (Field, 2009; Pituch ve Stevens, 2016) ve Mardia'nın geliştirdiği katsayı (Mardia, 1970) ile incelenmiştir. Mplus programı ile yapılan DFA sonucunda model veri uyumu Yaklaşık Hataların Ortalama Karekökü (Root Mean Square Error of Approximation [RMSEA]) < 0.10 , Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (Comparative Fit Index [CFI]) > 0.90 , Tucker-Lewis Uyum İndeksi (Tucker-Lewis Index [TLI]) > 0.90 , ve Standardize Edilmiş Artık Ortalamaların Karekökü (Standardized Root Mean Square Residual [SRMSR]) < 0.08 uyum indeksleri ile değerlendirilmiştir (Brown, 2015; Hu ve Bentler, 1999; Kline, 2015). BMAS'taki dokuz maddenin cinsiyet ve yaş grubuna göre DMF gösterip göstermediği Madde Tepki Kuramı'na Dayalı Sıralı Lojistik Regresyon (Logistic Ordinal Regression Differential Item Functioning Using IRT [Lordif]) ve Eşzamanlı Madde Yanlılığı Testi (Simultaneous Item Bias Test [SIBTEST]) teknikleri ile incelenmiştir (Chalmers vd., 2025; Choi vd., 2011). BMAS'taki maddelerin toplam puanla ve birbirleri arasındaki ilişkileri Pearson Momentler Çarpımı Korelasyon Katsayısı (PMÇKK) ile incelenmiş, farklı alt grupların puan ortalamaları ise Tek Yönlü ANOVA ile karşılaştırılmıştır. Ayrıca alt boyutlar arasındaki ilişkiler de PMÇKK kullanılarak hesaplanmıştır (Field, 2009). Ölçüt geçerliği için BMAS toplam puanı ve alt boyutlardan elde edilen puanlar ile İki Boyutlu Matematik Kaygısı Ölçeği ve Matematik Okuryazarlığı Öz-Yeterlik Ölçeği puanları arasındaki korelasyonlar PMÇKK ile belirlenmiştir (Crocker ve Algina, 2006). Ölçek puanlarının güvenilirliği, Cronbach Alfa (α) ve McDonalds Omega (ω) katsayıları kullanılarak (Thorndike ve Thorndike-Christ, 2010), uzmanlar arası güvenilirlik ise Krippendorff alfa güvenilirlik katsayısı ile (Krippendorff, 2004) değerlendirilmiştir. İstatistiksel analizler DFA, güvenilirlik katsayıları, korelasyon katsayıları ve varsayım incelemeleri SPSS 21.0, JASP (Jeffrey's Amazing Statistics Program) 0.11.1.0, Lisrel (Linear Structural Relations) 8.80 (Jöreskog ve Sörbom, 1993),

Mplus 8.0 (Muthen ve Muthen, 2017) programları ile ve DMF incelemeleri ise R yazılımının 4.4.2 sürümündeki Lormid 0.3-3 (Choi, Gibbons ve Crane, 2016) ile mirt 1.44.0 (Chalmers vd., 2025) paketleri kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Bulgular

Betimsel İstatistikler

Araştırmaya 696 kadın (%80.6) ve 168 erkek (%19.4) olmak üzere toplam 864 üniversite öğrencisi katılım sağlamıştır. Öğrencilerin 18 ile 50 yaş aralığında yer aldıkları ve kadın ($\bar{X} = 23.25$) ile erkek ($\bar{X} = 24.01$) öğrencilerin yaş ortalamalarının birbirlerine yakın olduğu belirlenmiştir. Otuz iki farklı lisans programında öğrenim gören öğrencilerin 54'ünün (% 6.3) birinci sınıf, 62'sinin (% 7.2) ikinci sınıf, 72'sinin (% 8.3) üçüncü sınıf ve 676'sının (% 78.2) dördüncü sınıf öğrencisi olduğu tespit edilmiştir. Öğrencilerin BMAS, İki Boyutlu Matematik Kaygısı ve Matematik Okuryazarlığı Özyeterlik Ölçeklerinden aldıkları toplam puanlara ilişkin hesaplanan betimsel istatistikler Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Betimsel İstatistikler

	Sınav Kaygısı	Sayısal İşlem Kaygısı	Matematik Dersi Kaygısı	Matematik Kaygısı Toplam	İki Boyutlu Matematik Kaygısı	Matematik Okuryazarlığı Özyeterlik
N	864	864	864	864	864	864
Ortalama	10.878	7.289	7.244	25.412	44.934	71.561
Ortanca	11.000	7.000	7.000	25.000	45.000	72.000
Tepe değer	12.000	6.000	6.000	26.000	46.000	70.000
Standart	2.268	2.221	2.425	5.257	5.252	14.844
Sapma						
Çarpıklık kat.	-0.576	0.368	0.502	0.207	0.128	-0.122
Çarpıklık Std. H	0.083	0.083	0.083	0.083	0.083	0.083
Basıklık kat.	-0.371	-0.579	-0.609	-0.491	0.809	-0.486
Basıklık Std. H.	0.166	0.166	0.166	0.166	0.166	0.166
Minimum	4.000	3.000	4.000	13.000	22.000	30.000
Maksimum	14.000	13.000	14.000	40.000	70.000	114.000

Tablo 1'de verilen betimsel istatistikler incelendiğinde; üniversite öğrencilerinin ölçeklerden elde ettikleri toplam puan ve BMAS ölçeğinin alt boyutlarından aldıkları puanlar için hesaplanan çarpıklık ve basıklık katsayılarının +1 ile -1 aralığında ve ortalama, ortanca ve tepe değer birbirine yakın olduğu belirlenmiştir (Pituch ve Stevens, 2016). Bu sonuçlara göre ölçeklerden elde edilen puanların hem toplam puan hem de alt boyutlar düzeyinde standart normal dağılımdan ciddi şekilde sapma göstermediği tespit edilmiştir.

BMAS Ölçeğinin Uyarılama Sürecine İlişkin Elde Edilen Bulgular

BMAS'ı Türk kültürüne uyarlarken Hambleton vd. (2012) ve ITC (2017) tarafından önerilen aşamalar takip edilmiştir. Ölçeği geliştirenlerden izin alındıktan sonra maddelerin Türkçe'ye çevirisi yapılmış ve kültürler arası uyarlamalar gerçekleştirilmiştir. Dört uzman tarafından Türkçe'ye çevrilip uyarılama çalışması yapılan maddelere ilişkin çevirilerin doğruluğunu kontrol etmek amacıyla sekiz uzmandan çeviriler hakkında görüş alınmış ve Krippendorff Alfa güvenilirlik katsayısı ile uyum testin tamamı için .88, madde düzeyinde ise .86 ile 1.00 arasında bir uyum belirlenmiştir. Hughes (2021) tarafından önerilen değer aralıklarına göre .80 üzerindeki ($.80 < \alpha$) Krippendorff Alfa katsayıları mükemmel yakın uyuma işaret etmiştir. Ayrıca araştırma kapsamında sekiz uzmana “*BMAS'ın Türkçe çevirileri ve yapılan uyarılama çalışmaları uygun mu?*” sorusu yöneltilmiş ve hesaplanan KGO değerleri Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2. Uzman Görüşlerine Dayalı Hesaplanan Kapsam Geçerlik Oranları (Maddenin çevirisi uygun mu?)

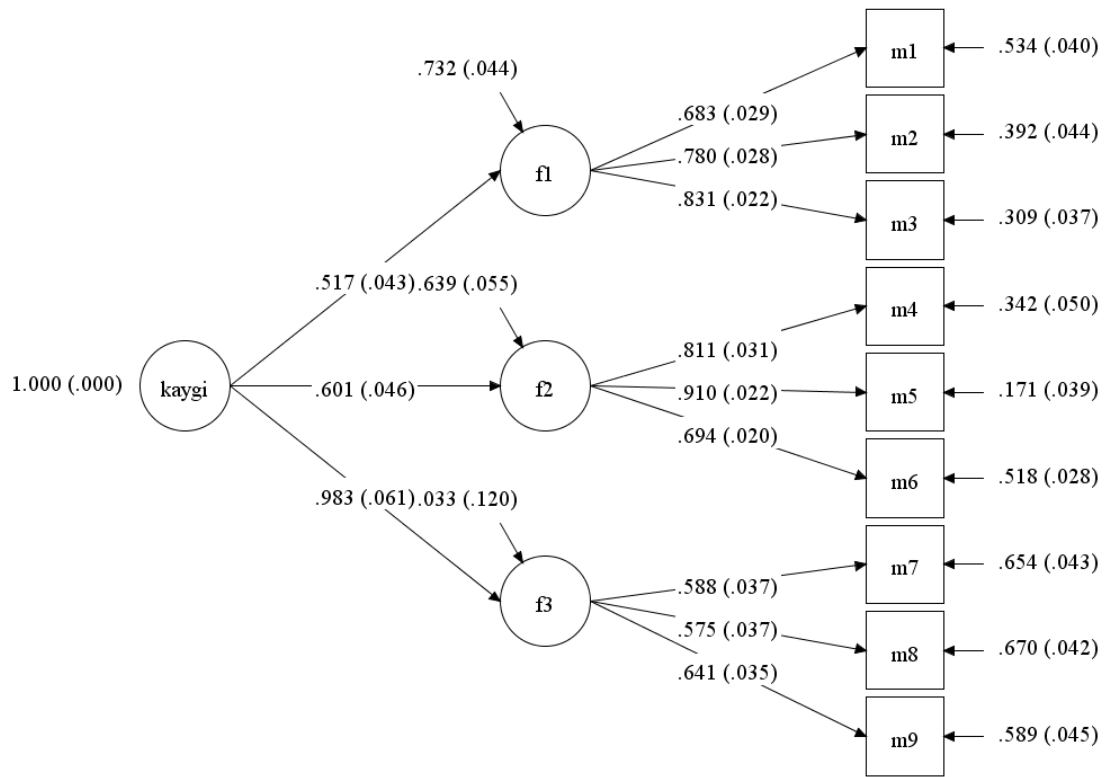
Madde	Uygun	Düzeltilmeli	Uygun Değil	KGO
M1	7	1	0	0.75
M2	7	1	0	0.75
M3	8	0	0	1.00
M4	7	1	0	0.75
M5	7	1	0	0.75
M6	8	0	0	1.00
M7	8	0	0	1.00
M8	8	0	0	1.00
M9	7	1	0	0.75

Tablo 2’de BMAS’a ait 9 madde için hesaplanan KGO’larının .75 ile 1.00 arasında farklılaştığı görülmektedir. KGO’larının ortalaması KGI’ni ($\bar{X} = .86$) vermekte ve sekiz uzman için bu değer .75 ve daha büyük olması (Ayre ve Scally, 2014) maddelere ilişkin çevirilerin uygun olduğunu göstermektedir.

Yapı Geçerliği Kanıtları

Ölçme araçlarından elde edilen puanların uygulama yapılan örneklem için geçerliğini farklı geçerlik kanıtlarına dayalı olarak sunan bu çalışmada (Gliner vd., 2017) DFA ile ölçeğin kuramsal yapısının toplanan veri ile uyumu değerlendirilmiştir. Ardından madde toplam korelasyonları ile her bir maddenin ölçeğin tamamı ve alt boyutlarıyla olan uyumu ve ölçeğin alt boyutlarının arasındaki ikili korelasyonları ile boyutlar arası bağlantılılık incelenmiştir. Öte yandan ölçekteki her bir maddenin cinsiyet ve yaş grupları arasında farklılık gösterip göstermediği DMF belirleme çalışmaları ile ortaya konulmuştur.

Doğrulayıcı Faktör Analizi öncesinde tek değişkenli uç değerlerin belirlenmesi için z standart puanları hesaplanmış ve +3 ile -3 aralığından ciddi bir sapmaya rastlanmamıştır. Çok değişkenli uç değerler için Mahalonobis uzaklığı hesaplanmış ve veri setinde .001 düzeyinde çok değişkenli uç değer bulunmadığı tespit edilmiştir. BMAS ölçeği için hesaplanan Relative Multivariate Kurtosis (RMK) değerinin (1.212) 1.00'e kabul edilebilir şekilde yakın olması nedeniyle çok değişkenli normallik varsayımı da sağlanmıştır (Mardia, 1970). Ayrıca hesaplanan VIF (Variance Inflation Factor) katsayılarının 10'dan küçük, Tolerans katsayılarının ise .10'dan büyük olması ölçekteki maddelerin birbirleriyle yüksek ilişki göstermediğini ortaya koymuştur (Tabachnick ve Fidell, 2013). Üç boyutlu ve dokuz maddeden oluşan BMAS için yapılan DFA yol (path) diyagramı Şekil 1'de sunulmuştur.



Şekil 1. BMAS Ölçeği İçin Standartlaştırılmış Faktör Yüklerini İçeren Yol Diyagramı

Şekil 1'de BMAS için yol diyagramı sunulmuştur. Diyagramda görüleceği üzere faktör yükleri "matematik sınav kaygısı (f1)" alt boyutu için .68 ile .83 arasında, "sayısal işlem kaygısı (f2)" alt boyutu için .69 ile .91 arasında ve "matematik dersi kaygısı (f3)" alt boyutu için ise .58 ile .64 arasında farklılık göstermiştir. Hesaplanan değerlerin .40 kritik değerinden yüksek olması nedeniyle maddelerin matematik kaygısı olan ve olmayan üniversite öğrencilerini iyi düzeyde ayırabildiği sonucuna ulaşılmıştır (Schermelleh-Engel vd., 2003; Tabachnick ve Fidell, 2013). BMAS ölçeğinin tek boyutlu ve ikinci düzey üç boyutlu kuramsal yapısının veri ile uyumunu araştırmak amacıyla model-veri uyum indeksleri (RMSEA, SRMR, CFI, TLI ve χ^2/sd) hesaplanmış ve bulunan bu indeksler

alanyazındaki referans araklılara göre değerlendirilmiştir (Brown, 2015; Iacobucci, 2010; Schermelleh-Engel vd., 2003). Tek ve ikinci düzey üç boyutlu kuramsal model için hesaplanan uyum indeksi katsayıları Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3. BMAS Ölçeği için Hesaplanan Uyum İndeksleri

Tek boyutlu model			İkinci düzey üç boyutlu model		
Uyum indeksi	BMAS ölçeğine ait değerler	Yorum	Uyum indeksi	BMAS ölçeğine ait değerler	Yorum
χ^2 / sd	31.66	Uyumsuz	χ^2 / sd	5.58	Kabul Edilebilir
RMSEA	0.188	Uyumsuz	RMSEA	0.073	Kabul Edilebilir
SRMR	0.132	Uyumsuz	SRMR	0.050	Mükemmel
CFI	0.556	Uyumsuz	CFI	0.941	Kabul Edilebilir
TLI	0.408	Uyumsuz	TLI	0.911	Kabul Edilebilir

Tablo 3'te verilen değerlere göre tek boyutlu modele için elde edilen model veri uyum indekslerinin kabul edilebilir sınır değerlerin dışında olduğu görülmektedir. Bununla birlikte üç boyutlu model için χ^2 / sd ve RMSEA indekslerinin kabul edilebilir düzeyde, SRMR, CFI ve TLI indekslerinin ise mükemmel düzeyde uyum gösterdiği belirlenmiştir. Bu bulgulara göre BMAS ölçeğinin uygulandığı üniversite öğrencilerinden elde edilen veri ile üç boyutlu kuramsal modelin genel olarak iyi düzeyde uyum sağladığı ve bu sonucun da yapı geçerliğine kanıt olarak dikkate alınabileceği sonucuna ulaşılmıştır. BMAS'ta yer alan her bir maddenin ölçeğin alt boyutları ve tamamıyla olan uyumunu belirlemek amacıyla madde toplam korelasyonları hesaplanmış ve sonuçlar Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4. BMAS Ölçeği İçin Hesaplanan Madde Toplam Korelasyonları

Maddelerin Toplam Ölçek Puanı ile Korelasyonları							
Madde	\bar{X}	S.s	r_{jx}	Madde	\bar{X}	S.s	r_{jx}
M1	3.46	0.841	.599	M6	2.60	0.820	.663
M2	3.80	0.946	.578	M7	2.55	1.107	.622
M3	3.62	0.880	.641	M8	2.13	1.035	.559
M4	2.37	0.882	.638	M9	2.56	1.044	.667
M5	2.31	0.841	.672				
Maddelerin Toplam Alt Boyut Puanları ile Korelasyonları							
Madde	\bar{X}	S.s	r_{jx}	Madde	\bar{X}	S.s	r_{jx}
M1	3.46	0.841	.809	M6	2.60	0.820	.822
M2	3.80	0.946	.871	M7	2.55	1.107	.769
M3	3.62	0.880	.867	M8	2.13	1.035	.780
M4	2.37	0.882	.880	M9	2.56	1.044	.731
M5	2.31	0.841	.910				

Tablo 4'te verilen madde-toplam korelasyon katsayılarına göre elde edilen değerlerin .56 ile .67 arasında olması nedeniyle maddelerin ölçeğin tamamıyla orta düzeyde ilişkili olduğu belirlenmiştir. Alt boyutlar düzeyinde ise "Matematik Sınav Kaygısı" alt boyutu

için .81 ile .87 arasında, “Sayısal İşlem Kaygısı” alt boyutu için .82 ile .91 arasında ve “Matematik Dersi Kaygısı” alt boyutunda ise .73 ile .78 arasında yüksek düzeyde ilişkiler tespit edilmiştir. Reynolds ve diğerlerine (2010) göre bu sonuçlar; BMAS'ta yer alan maddelerin matematik kaygısını ölçmeye ilişkin iyi birer temsilci olarak kabul edilmiştir. Bununla birlikte BMAS'ın toplam puanı ile “Matematik sınav kaygısı”, “Sayısal işlem kaygısı” ve “Matematik dersi kaygısı” alt boyut toplam puanları arasındaki tüm ikili ilişkiler hesaplanmış ve BMAS ile “Matematik sınav kaygısı” ($r=.71$; $p<.001$), “Sayısal işlem kaygısı” ($r=.75$; $p<.001$) ve “Matematik dersi kaygısı” ($r=.81$; $p<.001$) puanları arasında istatistiksel olarak manidar ve yüksek düzeye yakın ilişkilerin var olduğu bulunmuştur. Öte yandan “Matematik sınav kaygısı” ile “Sayısal işlem kaygısı” arasında ($r=.38$; $p<.001$); “Matematik sınav kaygısı” ile “Matematik dersi kaygısı” arasında ($r=.36$; $p<.001$) ve “Sayısal işlem kaygısı” ile “Matematik dersi kaygısı” arasında ($r=.46$; $p<.001$) istatistiksel olarak manidar ve genel olarak orta düzeyde ilişkiler elde edilmiştir. Alt boyutların BMAS ile korelasyonlarının yüksek, kendi aralarındaki ikili korelasyonlarının ise genel olarak orta düzeyde olması bu boyutların birbirleri ile nispeten bağımsız ancak matematik kaygısı ile ilişkili olduklarını göstermiştir.

Matematik kaygısı açısından aynı düzeydeki bireylerin cinsiyet veya yaş grubu gibi özelliklerine göre BMAS'taki maddelere verdikleri tepkilerin farklılaşp farklılaşmadığı DMF belirleme çalışması yürütülerek tespit edilmiştir (Chang vd., 1996; French ve Miller, 1996). Öğrencilerin genel olarak 22 yaşında mezun olmaları nedeniyle sürekli olan yaş değişkeni, 22 yaş altı ve 22 yaş üstü olmak üzere iki gruba ayrılmıştır. Ölçekteki maddelerin cinsiyete ve yaş gruplarına göre DMF içerip içermediği Lordif ve SIBTEST teknikleri ile incelenmiş ve istatistik sonuçları Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5. BMAS İçin DMF Sonuçları

Madde	Cinsiyet				Yaş			
	TB Lordif		TB SIBTEST		TB Lordif		TB SIBTEST	
	İstatistik	p	İstatistik	p	İstatistik	p	İstatistik	p
M1	0.0015	0.1990	-0.104	0.232	0.0007	0.4560	-0.059	0.289
M2	0.0014	0.2184	-0.100	0.257	0.0016	0.1760	0.023	0.717
M3	0.0015	0.1996	-0.052	0.487	0.0024	0.0730	0.046	0.395
M4	0.0005	0.6016	-0.029	0.701	0.0024	0.0691	-0.031	0.566
M5	0.0001	0.8842	-0.061	0.378	0.0023	0.0878	-0.096	0.090
M6	0.0001	0.9441	0.031	0.650	0.0009	0.4109	0.073	0.130
M7	0.0011	0.2571	0.104	0.261	0.0003	0.6896	0.035	0.859
M8	0.0007	0.4590	0.058	0.492	0.0000	0.9809	0.019	0.776
M9	0.0015	0.1988	-0.194	0.058	0.0003	0.6848	-0.071	0.255
Madde	TBO Lordif		TBO SIBTEST		TBO Lordif		TBO SIBTEST	
	İstatistik	p	İstatistik	p	İstatistik	p	İstatistik	p
	M1	0.0007	0.4584	0.046	0.631	0.0011	0.1326	0.069
M2	0.0016	0.1760	0.100	0.257	0.0001	0.6053	0.023	0.717
M3	0.0023	0.0867	0.052	0.489	0.0005	0.2784	0.039	0.530
M4	0.0003	0.6840	0.061	0.378	0.0005	0.3210	0.010	0.230
M5	0.0001	0.8811	0.104	0.261	0.0001	0.7124	0.095	0.094

M6	0.0009	0.4169	0.028	0.893	0.0001	0.7347	0.068	0.223
M7	0.0010	0.3561	0.104	0.261	0.0001	0.6319	0.035	0.859
M8	0.0008	0.4987	0.194	0.051	0.0005	0.2780	0.019	0.776
M9	0.0023	0.0855	0.188	0.055	0.0001	0.7067	0.091	0.315

Tablo 5’te maddelerin Lordif ve SIBTEST teknikleri tarafından elde edilen DMF sonuçları görülmektedir. Alanyazında en az iki teknik tarafından DMF’li olarak belirlenen maddelerin yanlı olabileceği vurgulandığından (Cho vd., 2016; Sireci ve Rios, 2013) yapılan bu çalışmada da iki teknik kullanılmıştır. Her iki teknik tarafından da tek biçimli (TB) ve tek biçimli olmayan (TBO) DMF incelemesi yapılmış ve herhangi bir maddenin DMF’li olmadığı belirlenmiştir ($p > .05$). Böylece BMAS’taki maddelerin hem kadın-erkek hem de 22 yaş altı ve üstü öğrenciler için yanlılık göstermediği (yani herhangi bir grup için avantajlı veya dezavantajlı olmadığı) sonucuna ulaşılmıştır.

Ayrt Edici Geçerlik

Araştırma kapsamında BMAS’tan alınan toplam puanların beklendiği üzere farklı alt gruplardaki öğrencileri birbirlerinden ayırıp ayırmadığı da incelenmiştir. Ölçekten alınan toplam puanın bağımlı değişken; öğrenci gruplarının ise bağımsız değişken olduğu Tek Yönlü ANOVA (One way ANOVA) tekniği kullanılarak ayırt edici geçerlik ortaya konulmuştur. Varyansların homojenliği ve grupların puan dağılımlarının normalliği varsayımlarının sağlandığı ANOVA sonucunda, kadın ve erkeklerin “Matematik Sınav Kaygısı” alt boyutu ($F_{(1,863)} = 7.203, p < .05, \eta^2 = .083$) için puan ortalamaları arasında istatistiksel olarak anlamlı farklılık bulunmuştur. Orta düzeyde etkiye (Gray ve Kinnear, 2012) sahip olan bu manidar farklılık kadınların erkeklerden anlamlı bir şekilde yüksek sınav kaygısına sahip olduğunu göstermiştir. Öte yandan “Sayısal İşlem Kaygısı” alt boyutu ($F_{(1,863)} = 1.142, p > .05$), “Matematik Dersi Kaygısı” alt boyutu ($F_{(1,863)} = 1.813, p > .05$) ve toplam matematik kaygısı ($F_{(1,863)} = 0.969, p > .05$) için kadın ve erkeklerin puan ortalamaları arasında istatistiksel olarak anlamlı farklılık olmadığı bulunmuştur. Bu bulgu kadın ($\bar{X}=25.49$) ve erkeklerin ($\bar{X}=25.05$) toplam puan ortalamaları açısından benzer kaygı düzeylerine sahip olduklarını ve gruplar arasında önemli bir farklılaşmanın olmadığını ortaya koymuştur. Öte yandan öğrenciler 22 yaşından küçük ve 22 yaşından büyük olmak üzere iki gruba ayrılmış ve “Matematik Sınav Kaygısı” alt boyutu ($F_{(1,863)} = 10.992, p < .05, \eta^2 = .012$), “Sayısal İşlem Kaygısı” alt boyutu ($F_{(1,863)} = 12.828, p < .05, \eta^2 = .014$), “Matematik Dersi Kaygısı” alt boyutu ($F_{(1,863)} = 10.891, p < .05, \eta^2 = .013$) ve toplam matematik kaygısı ($F_{(1,863)} = 20.142, p < .05, \eta^2 = .023$) için puan ortalamaları arasında istatistiksel olarak anlamlı farklılık bulunmuş ve bu farklılaşmanın etki büyüklüğünün düşük düzeyde (Gray ve Kinnear, 2012) olduğu belirlenmiştir. Bu bulgu 22 yaşından büyük ($\bar{X}=26.04$) öğrencilerin matematik kaygısı toplam puan ortalamalarının 22 yaşından küçük ($\bar{X}=24.41$) öğrencilerin toplam puan ortalamalarından istatistiksel olarak manidar düzeyde yüksek olduğunu göstermiştir.

Ölçüt Geçerliği

BMAS'tan alınan puanların benzer ve farklı özellikleri ölçmeyi amaçlayan ölçeklerle ilişkisi incelenerek ölçüt geçerliği için kanıt elde edilmiştir. Bu kapsamda BMAS toplam puan ile İki Boyutlu Matematik Kaygısı ($r=.50$; $p<.001$), pozitif kaygı ($r=.49$; $p<.001$), negatif kaygı ($r=.61$; $p<.001$) ve Matematik Okuryazarlık Özyeterliği ($r=-.38$; $p<.001$) puanları arasında istatistiksel olarak manidar ve genel olarak orta düzeye yakın ilişkilerin var olduğu bulunmuştur. Benzer şekilde “Matematik sınav kaygısı” alt boyut puanı ile İki Boyutlu Matematik Kaygısı ($r=.43$; $p<.001$), pozitif kaygı ($r=.36$; $p<.001$), negatif kaygı ($r=.61$; $p<.001$) ve Matematik Okuryazarlık Özyeterliği ($r=-.36$; $p<.001$) puanları arasında; “Sayısal işlem kaygısı” alt boyut puanı ile İki Boyutlu Matematik Kaygısı ($r=.31$; $p<.001$), pozitif kaygı ($r=.37$; $p<.001$), negatif kaygı ($r=.39$; $p<.001$) ve Matematik Okuryazarlık Özyeterliği ($r=-.37$; $p<.001$) puanları arasında ve “Matematik dersi kaygısı” alt boyut puanı ile İki Boyutlu Matematik Kaygısı ($r=.37$; $p<.001$), pozitif kaygı ($r=.35$; $p<.001$), negatif kaygı ($r=.48$; $p<.001$) ve Matematik Okuryazarlık Özyeterliği ($r=-.34$; $p<.001$) puanları arasında istatistiksel olarak manidar ve genel anlamda orta düzeyde ilişkiler hesaplanmıştır.

Güvenirlik Kanıtları

İç tutarlık

İç tutarlık anlamında güvenilirlik belirlemek amacıyla Cronbach Alfa (α) ve McDonald Omega (ω) katsayıları hesaplanarak, sırasıyla “Matematik sınav kaygısı” alt boyutu için $\alpha=.81$, $\omega=.81$; “Sayısal işlem kaygısı” alt boyutu için $\alpha=.84$, $\omega=.85$ ve “Matematik dersi kaygısı” alt boyutu için $\alpha=.63$, $\omega=.64$ bulunmuştur. Matematik dersi kaygısı için nispeten daha düşük hesaplanan iç tutarlık katsayısı bu boyuttaki maddelerin tutarlılığının daha az olduğunu ortaya koymuştur. BMAS'tan alınan toplam puan için ise $\alpha=.80$, $\omega=.81$ katsayısı hesaplanmış ve bu değer genel olarak ölçek maddelerinin birbirleri ile tutarlı olduğunu göstermiştir.

Test Tekrar Test

Araştırma örnekleminde rastgele seçilen 211 öğrenciye ölçek dört hafta ara ile iki kez uygulanarak ölçeğin kararlı sonuçlar ortaya koyup koymadığı belirlenmiştir. Bu amaçla PMÇKK hesaplanmış ve BMAS toplam puanı ($r=.88$, $p<.001$) ile “Matematik sınav kaygısı” ($r=.83$, $p<.001$), “Sayısal işlem kaygısı” ($r=.80$, $p<.001$) ve “Matematik dersi kaygısı” ($r=.83$, $p<.001$) alt boyutları ölçeğin test tekrar test güvenilirliğinin yüksek olduğu ortaya konulmuştur. Madde düzeyinde hesaplanan PMÇKK ise $r=.81$ ile $r=.87$ arasında değişim göstermiştir ($p<.001$). Bu değerler Reynolds ve diğerlerinin (2010) ölçütlerine göre ($>.80$) değerlendirildiğinde birinci ve ikinci uygulama arasındaki ilişkilerin yüksek (güçlü) olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Sonuç ve Tartışma

Bu araştırmada BMAS'ın Türkiye'deki üniversite öğrencileri için psikometrik özelliklerini ortaya koyarak geçerlik ve güvenilirlik kanıtlarını sunmak amaçlanmıştır. Matematik kaygısını belirlemek için Hopko vd. (2003) tarafından geliştirilen Işıksal vd. (2009) tarafından Türk kültürüne uyarlanan dokuz maddelik AMAS ölçeği bulunmasına rağmen bu ölçeğin yalnızca akademik ortamlardaki matematik kaygısını (yani matematik öğrenme kaygısı ve matematik değerlendirme kaygısı) ölçmesi nedeniyle yetersiz olabileceği belirtilmiştir (Núñez-Peña ve Guilera, 2023). Bu nedenle 25 maddeden oluşan sMARS'ın üç kaygı boyutunu da içeren dokuz maddelik kısa versiyonu olan BMAS'ın Türk kültürüne uyarlanması uygun görülmüştür. BMAS'ın madde sayısının az olması nedeniyle eğitimciler ve araştırmacılar için kullanışlı olabileceği düşünülmüş ve çeviri ile uyarlama çalışmalarından sonra Türkiye'deki bir devlet üniversitesi örneklemeden elde edilen veriler kullanılarak geçerlik ve güvenilirlik kanıtları sunulmuştur.

Matematik sınav kaygısı, sayısal işlem kaygısı ve matematik dersi kaygısı olmak üzere üç boyutlu olan BMAS'ın çeviri ve uyarlama sürecinde uzmanlardan görüş alınarak nihai form oluşturulmuştur. Yapılan uygulama sonucunda hem tek boyutlu hem de üç boyutlu kuramsal yapı test edilmiş ve üç boyutlu kuramsal yapının 32 farklı lisans programında öğrenim gören öğrenciler için doğrulandığı bulunmuştur. Yapılan DFA sonuçlarına göre ölçeğin model veri uyumunun iyi düzeyde ve Türkiye'deki üniversite öğrencileri için geçerli olduğu belirlenmiştir. Núñez-Peña ve Guilera (2023) tarafından yapılan çalışmada da tek boyutlu modelin geçersiz sonuçlar ortaya koyduğu, üç boyutlu modelin ise veriyle uyumunun iyi düzeyde olduğunun belirtilmesi nedeniyle her iki araştırmadan elde edilen sonuçların tutarlılık gösterdiği görülmüştür.

Araştırma kapsamında BMAS için hesaplanan iç tutarlılık katsayıları ölçeğin tamamı için $\alpha=.80$, $\omega=.81$ olarak elde edilmiştir. Alt boyutlar için ise “Matematik sınav kaygısı ($\alpha=.81$, $\omega=.81$)”, “Sayısal işlem kaygısı ($\alpha=.84$, $\omega=.85$)” ve “Matematik dersi kaygısı ($\alpha=.63$, $\omega=.64$)” olarak hesaplanmıştır. Elde edilen bu değerler ölçek maddelerinin genel olarak birbirleri ile tutarlı olduğunu gösterse de “Matematik dersi kaygısı” alt boyutunda iç tutarlılık nispeten düşük çıkmıştır. Núñez-Peña ve Guilera'nın (2023) araştırmalarında “Matematik sınav kaygısı” ve “Sayısal işlem kaygısı” alt boyutlarının yanı sıra “Matematik dersi kaygısı” alt boyutunun da .80'in üzerinde olması nedeniyle bu farklılaşmanın Türkiye'deki öğrencilerin özelliklerinden kaynaklı olduğu düşünülmüştür.

BMAS aynı örneklemden rastgele olarak seçilen 211 öğrenciye dört hafta arayla tekrar uygulanmış ve hem madde düzeyinde hem de toplam puan düzeyinde test tekrar test güvenilirliğinin yüksek olduğu (.80 ile .90 arasında) belirlenmiştir. Núñez-Peña ve Guilera'nın (2023) yaptıkları çalışmada ise yedi hafta arayla BMAS iki kez uygulanmış ve hem toplam hem de alt boyutlar için .70 ile .80 arasında değişen katsayılar hesaplanmıştır. Bu sonuçlar uygulamalar arasındaki sürenin ölçek puanlarının kararlılığı üzerinde etkili

olduğunu göstermiştir. Test tekrar test güvenirligi için iki uygulama arasındaki süre artıçça korelasyon katsayısının düşmesi beklendik bir durum olarak kabul edilmiştir.

Araştırma kapsamında hesaplanan faktör yükleri matematik sınav kaygısı alt boyutu için 0.683 ile 0.831 arasında, sayısal işlem kaygısı alt boyutu için 0.694 ile 0.910 arasında ve matematik dersi kaygısı alt boyutu için ise 0.575 ile 0.641 arasındadır. Núñez-Peña ve Guilera (2023) ise çalışmasında sırayla birinci boyut için .805 ile .870 arasında, ikinci boyut için .931 ile .964 arasında ve üçüncü boyut için .811 ile .885 arasında faktör yükleri elde etmiştir. Kaynak kültürdeki faktör yüklerinin biraz daha yüksek olması örneklem büyüklüğünden ve DFA'nın kestirim yönteminden kaynaklı olabilir. Öte yandan ölçek maddelerinin toplam puanla olan korelasyonları alt boyutlar için .73 ile .91 arasında, ölçeğin tamamı için ise .56 ile .67 arasında deęişiklik göstermiştir. Bu katsayılar ölçek maddelerinin matematik kaygısı toplam puanı ile orta düzeyin üzerinde ilişkili olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca BMAS'taki maddelerin hem kadın-erkek hem de 22 yaş altı ve üstü öğrenciler için DMF göstermedięi, bu nedenle de herhangi bir grup için avantajlı veya dezavantajlı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Núñez-Peña ve Guilera (2023) araştırmalarında sMARS'ın 25 maddesi için DMF belirleme çalışması gerçekleştirmiş ve cinsiyet açısından DMF gösteren maddeler BMAS'a dahil edilmemiştir. Bu durum BMAS'ın Türkiye'deki üniversite öğrencileri üzerinde DMF göstermemesinin bir nedeni olarak düşünülmüş ve farklı kültürlerde yapılan çalışmaların birbirini destekledięi sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmada kadın ve erkekler için BMAS'tan alınan toplam puan ortalamalarının manidar bir şekilde deęişiklik göstermedięi ancak yaş grupları arasında farklılaşmanın söz konusu olduğu belirlenmiştir. Alanyazındaki çalışmalarda da kadın ve erkek ilköğrencilerinin (Ganley ve McGraw, 2016; Quintero vd., 2022), ilköğretim ikinci kademe öğrencilerinin (Aydın, 2011; Dede ve Dursun, 2008), lise öğrencilerinin (Kurbanoęlu ve Takunyacı, 2012) ve öğretmen adaylarının (Aydın vd., 2009; Sırmacı, 2007) matematik kaygı puanları arasında istatistiksel olarak manidar bir fark olmadığı ortaya konulmuştur. Bununla birlikte araştırma kapsamında yalnızca BMAS'ın "Matematik Sınav Kaygısı" alt boyutunda kadınların erkeklere kıyasla manidar bir şekilde daha yüksek kaygıya sahip olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde Aydın vd. (2009) yaptıkları araştırmada kadın öğretmen adaylarının matematik sınavı deęerlendirme kaygılarının erkeklerden daha yüksek olduğu ortaya konulmuştur. Yurt dışı alanyazında yapılan çalışmalarda ise farklı bir sonuç bulunmuş ve hem BMAS'ın toplam matematik kaygısı hem de alt boyutlar düzeyinde kadınların kaygı düzeylerinin daha yüksek olduğu belirtilmiştir (Núñez-Peña ve Guilera, 2023). Alanyazında yapılan birçok araştırmada da (Devine vd., 2012; Eidlin-Levy vd., 2023; Else-Quest vd., 2010; Goetz vd., 2013; McCullagh vd., 2024; Núñez-Peña vd., 2013) kadınların erkeklere kıyasla matematik kaygısını daha fazla deneyimleme eğiliminde olduğu ortaya konulmuştur. Çalışmalar incelendiğinde matematik kaygısının cinsiyet açısından tutarsız sonuçlar ortaya koymasına rağmen Türkiye'deki kadın üniversite öğrencilerinin yalnızca sınav esnasında erkeklerden daha fazla matematik kaygısı

hissettikleri, diğer durumlarda ise kadın ve erkekler arasında matematik kaygısı açısından önemli bir farklılık olmadığı belirlenmiştir.

BMAS toplam puan ile İki Boyutlu Matematik Kaygısı arasında pozitif ve orta düzeyde, Matematik Okuryazarlık Özyeterliği arasında ise negatif ve orta düzeye yakın ilişkiler tespit edilmiştir. Yapılan araştırmalarda da matematik kaygısı ile aritmetik yeteneği (Barroso vd., 2021; Hembree, 1990; Núñez-Peña ve Guilera, 2023; Zhang vd., 2019) ve matematik kaygısı ile matematik özyeterlik (Işıksal vd., 2009) arasında orta düzeyde negatif ilişkiler, matematik kaygısı ile sürekli kaygı veya matematik sınavı kaygısı arasında pozitif ve orta düzeyde ilişkiler (Hembree, 1990; Núñez-Peña ve Bono, 2019; Núñez-Peña ve Guilera, 2023) belirlenmiştir. Elde edilen bu sonuçlar alanyazındaki araştırmaların desteklendiğini göstermiştir. Sonuç olarak BMAS'ın lisans öğrencilerinin matematik kaygılarını belirlemek amacıyla kullanılabilir geçerli, güvenilir ve kullanışlı bir ölçek olduğu belirlenmiştir. Özellikle zamanın kısıtlı olduğu değerlendirme ortamlarında veya çok sayıda ölçme aracının birlikte kullanıldığı madde sayısı fazla olan uygulamalarda üniversite öğrencilerinin matematik kaygılarını ölçmek için uygun bir alternatif araç olabileceği kanıtlanmıştır. Bundan sonra BMAS'ın kullanılacağı araştırmalarda katılımcı örneklemin bu çalışmanın örneklemiyle benzer özellikler taşıması önerilmekte ve uygulama yapılan grup için geçerlik ve güvenirlik çalışmalarının tekrarlanması gerekmektedir. Kadınların matematik sınavı kaygılarının erkeklere kıyasla daha yüksek olması nedeniyle ilerleyen araştırmalarda kadın öğrencilerin matematik sınavlarındaki kaygılarının kaynakları incelenerek, bu kaygıyı azaltacak önlemler alınabilir. Ayrıca gelecekteki çalışmalarda cinsiyet ve yaş grubu haricindeki farklı demografik alt gruplarda BMAS'ın maddeleri için DMF incelemeleri yapılmalı ve ölçme değişmezliği çalışmaları da yürütülmelidir.

Kaynaklar

- Akçakın, V., Cebesoy, Ü. B., & İnel, Y. (2015). İki boyutlu matematik kaygısı ölçeğinin Türkçe formunun geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Gazi Üniversitesi Gazi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 35(2), 283-301. https://dergipark.org.tr/tr/pub/gefad/issue/6772/91176#article_cite
- Alexander, L., & Martray, C. (1989). The development of an abbreviated version of the mathematics anxiety rating scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 22(1), 143-150. <https://doi.org/10.1080/07481756.1989.12022923>
- Ashcraft, M. H., & Moore, A. M. (2009). Mathematics anxiety and the affective drop in performance. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 27(3), 197–205. <https://doi.org/10.1177/0734282908330580>

- Awofala, A. O. A., Akinoso, S. O., Adeniyi, C. O., Jega, S. H., Fatade, A. O., & Arigbabu, A. A. (2024). Primary teachers' mathematics anxiety and mathematics teaching anxiety as predictors of students' performance in mathematics. *ASEAN Journal of Science and Engineering Education*, 4(1), 9-24. <http://ejournal.upi.edu/index.php/AJSEE/>
- Aydın, B. (2011). İlköğretim ikinci kademe düzeyinde matematik kaygısının cinsiyete göre farklılıkları üzerine bir çalışma. *Kastamonu Eğitim Dergisi*, 19(3), 1029-1036. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/kefdergi/issue/49049/625747>
- Aydın, E., Delice, A., Dilmaç, B., & Ertekin, E. (2009). İlköğretim matematik öğretmen adaylarının matematik kaygı düzeylerine cinsiyet, sınıf ve kurum değişkenlerinin etkileri. *İlköğretim Online*, 8(1), 231-242. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ilkonline/issue/8599/107064>
- Ayre, C., & Scally, A. J. (2014). Critical values for Lawshe's content validity ratio: Revisiting the original methods of calculation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 47(1), 79-86. <https://doi.org/10.1177/0748175613513808>
- Bai, H. (2011). Cross-validating a bidimensional mathematics anxiety scale. *Assessment*, 18(1), 178-182. <https://doi.org/10.1177/1073191110386345>
- Bai, H., Wang, L., Pan, W., & Frey, M. (2009). Measuring mathematics anxiety: Psychometric analysis of a bidimensional affective scale. *Journal of Instructional Psychology*, 36(2), 185-193. <https://psycnet.apa.org/record/2009-20155-001>
- 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. <https://tr-scales.arabpsychology.com/wp-content/uploads/pdf/matematik-kaygisini-derecelendirme-olcegi-ilkogretim-formu-toad.pdf>
- Barroso, C., Ganley, C. M., McGraw, A. L., Geer, E. A., Hart, S. A., & Daucourt, M. C. (2021). A meta-analysis of the relation between math anxiety and math achievement. *Psychological Bulletin*, 147(2), 134-168. <https://doi.org/10.1037/bul0000307>
- Bayraktar, M. S. (1985). *The effects of feedback treatment on math anxiety levels of sixth grade Yükseliş Lisesi students* [Master's thesis, Middle East Technical University].

- Bindak, R. (2005). İlköğretim öğrencileri için matematik kaygı ölçeği. *Firat Üniversitesi Fen ve Mühendislik Bilimleri Dergisi*, 17(2), 442-448. <https://tr-scales.arabpsychology.com/wp-content/uploads/pdf/ilkogretim-ogrencileri-icin-matematik-kaygi-olcegi-toad.pdf>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.
- Caviola, S. Primi, C. Chiesi, F., & Mammarella, I. C. (2017). Psychometric properties of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS) in Italian primary school children. *Learning and Individual Differences*, 55, 174-182. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.03.006>
- Chalmers, P., Pritikin, J., Robitzsch, A., Zoltak, M., et al. (2025). *mirt: Multidimensional item response theory* (Version 1.44) [Computer software]. Comprehensive R Archive Network (CRAN). <https://CRAN.R-project.org/package=mirt>
- Chang, H., Mazzeo, J., & Roussos, L. (1996). Detecting DIF for polytomously scored items: An adaptation of the SIBTEST procedure. *Journal of Educational Measurement*, 33(3), 333-353. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1996.tb00496.x>
- Cho, S. J., Suh, Y., & Lee, W. Y. (2016). An NCME instructional module on latent DIF analysis using mixture item response models. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 35(1), 48-61. <https://doi.org/10.1111/emip.12103>
- Choi, S. W., Gibbons, L. E., & Crane, P. K. (2011). Lordif: An R package for detecting differential item functioning using iterative hybrid ordinal logistic regression/item response theory and Monte Carlo simulations. *Journal of Statistical Software*, 39(8), 1-30. <https://doi.org/10.18637/jss.v039.i08>
- Choi, S. W., Gibbons, L. E., & Crane, P. K. (2016). *Lordif: Logistic ordinal regression differential item functioning using IRT* [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=lordif>
- Crocker, L., & Algina, J. (2006). *Introduction to classical and modern test theory*. Cengage Learning.
- Daniel, J. (2012). *Sampling essentials: Practical guidelines for making sampling choices*. SAGE Publications.

- Dede, Y., & Dursun, Ş. (2008). İlköğretim II. kademe öğrencilerinin matematik kaygı düzeylerinin incelenmesi. *Uludağ Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, XXI(2), 295-312. <https://dergipark.org.tr/pub/uefad/issue/16688/173418>
- Delice, A., Ertekin, E., Aydın, E., & Dilmaç, B. (2009). Öğretmen adaylarının matematik kaygısı ile bilimsel inançları arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Uluslararası İnsan Bilimleri Dergisi*, 6(1). https://arastirmax.com/tr/system/files/dergiler/161047/makaleler/6/1/arastrmx_161047_6_pp_361-375.pdf
- Devine, A., Fawcett, K., Szucs, D., & Dowker, A. (2012). Gender differences in mathematics anxiety and the relation to mathematics performance while controlling for test anxiety. *Behavioral and Brain Functions*, 8(33). <https://doi.org/10.1186/1744-9081-8-33>
- Eidlin-Levy, H., Avraham, E., Fares, L. & Rubinsten, R. (2023). Math anxiety affects career choices during development. *International Journal of STEM Education*, 10, 49. <https://doi.org/10.1186/s40594-023-00441-8>
- Else-Quest, N. M., Hyde, J. S., & Linn, M. C. (2010). Cross-national patterns of gender differences in mathematics: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136(1), 103–127. <https://doi.org/10.1037/a0018053>
- Erkin, E., Dönmez, G., & Özel, S. (2006). Matematik kaygısı ölçeği'nin psikometrik özellikleri. *Eğitim ve Bilim*, 31(140), 26-33. <https://egitimvebilim.ted.org.tr/index.php/EB/article/view/5004>
- Fennema, E., & Sherman, J. A. (1976). Fennema-Sherman mathematics attitude scale: Instruments designed to measure attitudes toward the learning of mathematics by females and males. *Journal for Research in Mathematics Education*, 7(5), 324–326. <https://doi.org/10.2307/748467>
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS* (3rd ed.). SAGE Publications.
- Fraenkel, J. R., Wallen, N. E., & Hyun, H. H. (2019). *How to design and evaluate research in education* (11th ed.). McGraw-Hill Education.
- French, A. W., & Miller, T. R. (1996). Logistic regression and its use in detecting differential item functioning in polytomous items. *Journal of Educational Measurement*, 33(3), 315–332. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1996.tb00495.x>

- Furner, J. M., & Berman, B. T. (2003). Math anxiety: Overcoming a major obstacle to the improvement of student math performance. *Childhood Education*, 79(3), 170-174. <https://doi.org/10.1080/00094056.2003.10521196>
- Ganley, C. M., & McGraw, A. L. (2016). The development and validation of a revised version of the math anxiety scale for young children. *Frontiers in Psychology*, 7, 1181. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01181>
- Gliner, J. A., Morgan, G. A., & Leech, N. L. (2017). *Research methods in applied settings: An integrated approach to design and analysis* (3rd ed.). Routledge.
- Goetz, T., Bieg, M., Lüdtke, O., Pekrun, R., & Hall, N. C. (2013). Do girls really experience more anxiety in mathematics? *Psychological Science*, 24(10), 2079–2087. <https://doi.org/10.1177/0956797613486989>
- Gray, C. D., & Kinnear, P. R. (2012). *IBM SPSS statistics 19 made simple*. Psychology Press.
- Hambleton, R. K., Merenda, P. F., & Spielberger, C. D. (2012). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Psychology Press.
- Hembree, R. (1990). The nature, effects, and relief of mathematics anxiety. *Journal for Research in Mathematics Education*, 21(1), 33-46. <https://doi.org/10.2307/749455>
- Hopko, D. R., Mahadevan, R., Bare, R. L., & Hunt, M. K. (2003). The Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS): Construction, validity, and reliability. *Assessment*, 10(2), 178–182. <https://doi.org/10.1177/1073191103252351>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hughes, J. (2021). krippendorffsalpha: An R package for measuring agreement using Krippendorff's Alpha coefficient. *The R Journal*, 13, 413-425. <https://journal.r-project.org/archive/2021/RJ-2021-046/RJ-2021-046.pdf>
- Iacobucci, D. (2010). Structural equations modeling: Fit indices, sample size, and advanced topics. *Journal of Consumer Psychology*, 20(1), 90-98. <https://doi.org/10.1016/j.jcps.2009.09.003>

- Işıksal, M., Curran, J. M., Koç, Y., & Askun, C. S. (2009). Mathematics anxiety and mathematical self-concept: Considerations in preparing elementary-school teachers. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 37(5), 631-644. <https://doi.org/10.2224/sbp.2009.37.5.631>
- International Test Commission. (2017). *The ITC guidelines for translating and adapting tests* (2nd ed.). https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation_2ed.pdf
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Scientific Software International.
- Kazelskis, R. (1998). Some dimensions of mathematics anxiety: A factor analysis across instruments. *Educational and Psychological Measurement*, 58(4), 623-633. <https://doi.org/10.1177/0013164498058004004>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Krippendorff, K. (2004). Measuring the reliability of qualitative text analysis data. *Quality & Quantity*, 38(6), 787-800. <https://doi.org/10.1007/s11135-004-8107-7>
- Kurbanoğlu, N. İ., & Takunyacı, M. (2012). Lise öğrencilerinin matematik dersine yönelik kaygı, tutum ve öz-yeterlik inançlarının cinsiyet, okul türü ve sınıf düzeyi açısından incelenmesi. *Uluslararası İnsan Bilimleri Dergisi*, 9(1), 110-129. <https://arastirmax.com/en/publication/uluslararasi-insan-bilimleri-dergisi/9/1/lise-ogrencilerinin-matematik-dersine-yonelik-kaygi-tutum-oz-yeterlik-inanclarinin-cinsiyet-okul-turu-sinif-duzeyi-acisindan>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
- McCullagh, O., Ryan, M., & Fitzmaurice, O. (2024). Mathematics anxiety in undergraduate business studies students. *Teaching Mathematics and its Applications: An International Journal of the IMA*, 43(2), 125-146. <https://doi.org/10.1093/teamat/hrae001>
- McKenna, J. S., & Nickols, S. Y. (1988). Planning for retirement security: What helps or hinders women in the middle years? *Home Economics Research Journal*, 17(2), 153-164. <https://doi.org/10.1177/1077727X880170020>

- Metje, N., Frank, H. L., & Croft, P. (2007). Can't do maths—Understanding students' maths anxiety. *Teaching Mathematics and Its Applications*, 26(2), 79-88. <https://doi.org/10.1093/teamat/hrl023>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2017). *Mplus user's guide* (8th ed.). Muthén & Muthén.
- Mutlu, Y., & Söylemez, İ. (2018). İlkokul 3. ve 4. sınıf çocukları için matematik kaygı ölçeği; güvenirlik ve geçerlik çalışması. *EKEV Akademi Dergisi*, 22(73), 429-440. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/2554587>
- Núñez-Peña, M. I., & Bono, R. (2019). Academic anxieties: Which type contributes the most to low achievement in methodological courses? *Educational Psychology*, 39(6), 797–814. <https://doi.org/10.1080/01443410.2019.1582756>
- Núñez-Peña, M. I., & Guilera, G. (2023). Development and validation of the Brief Math Anxiety Scale (BMAS) in university students. *Psicothema*, 35(4), 406-413. <https://doi.org/10.7334/psicothema2022.434>
- Núñez-Peña, M. I., Suárez-Pellicioni, M., Guilera, G., & Mercadé-Carranza, C. (2013). A Spanish version of the short Mathematics Anxiety Rating Scale (sMARS). *Learning and Individual Differences*, 24, 204–210. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2012.12.009>
- Özgen, K., & Bindak, R. (2008). Matematik okuryazarlığı öz-yeterlik ölçeğinin geliştirilmesi. *Kastamonu Eğitim Dergisi*, 16(2), 517-528. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/kefdergi/issue/49100/626538>
- Öztop, F., & Toptaş, V. (2019). İlkokul öğrenci velilerinin matematik kaygı düzeyleri üzerine bir değerlendirme. *İlköğretim Online*, 18(3), 1043-1068. <https://doi.org/10.17051/ilkonline.2019.609714>
- Peker, M. (2006). Matematik öğretmeye yönelik kaygı ölçeğinin geliştirilmesi. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, 6(2), 73-92. <https://tr-scales.arabpsychology.com/matematik-ogretmeye-yonelik-kaygi-olcegi/>
- Pena, D. E. (2007). Lost in translation: Methodological considerations in cross-cultural research. *Child Development*, 78(4), 1255-1264. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2007.01064.x>

- Pituch, K. A., & Stevens, J. P. (2016). *Applied multivariate statistics for the social sciences: Analysis with SAS and IBM's SPSS* (6th ed.). Routledge.
- Quintero, M., Hasty, L., Li, T., Song, S., & Wang, Z. (2022). A multi-dimensional examination of math anxiety and engagement on math achievement. *British Journal of Educational Psychology*, 92, 955-973. <https://doi.org/10.1111/bjep.12482>
- Ramirez, G., Gunderson, E. A., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2013). Math anxiety, working memory, and math achievement in early elementary school. *Journal of Cognition and Development*, 14(2), 187-202. <https://doi.org/10.1080/15248372.2012.664593>
- Resnick, J. H., Viehe, J., & Segal, S. (1982). Is math anxiety a local phenomenon? A study of prevalence and dimensionality. *Journal of Counseling Psychology*, 29(1), 39-47. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.29.1.39>
- Richardson, F. C., & Suinn, R. M. (1972). The Mathematics Anxiety Rating Scale: Psychometric data. *Journal of Counseling Psychology*, 19(6), 551-554. <https://doi.org/10.1037/h0033456>
- Rounds, J. B., & Hendel, D. D. (1980). Measurement and dimensionality of mathematics anxiety. *Journal of Counseling Psychology*, 27(2), 138-149. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.27.2.138>
- Satake, E., & Amato, P. P. (1995). Mathematics anxiety and achievement among Japanese elementary school students. *Educational and Psychological Measurement*, 55(6), 1000-1007. <https://doi.org/10.1177/0013164495055006008>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & 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. <https://psycnet.apa.org/record/2003-08119-003>
- Sırmacı, N. (2007). Üniversite öğrencilerinin matematiğe karşı kaygı ve tutumlarının incelenmesi: Erzurum örnekleme. *Eğitim ve Bilim*, 32(145), 53-70. <https://egitimvebilim.ted.org.tr/index.php/EB/article/view/815>
- Sireci, S. G., & Rios, J. A. (2013). Decisions that make a difference in detecting differential item functioning. *Educational Research and Evaluation*, 19(2-3), 170-187. <https://doi.org/10.1080/13803611.2013.767621>

- Suinn, R. M. (1988). *Mathematics Anxiety Rating Scale-E (MARS-E)*. RMBSI, Inc.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson Education.
- Thorndike, R. M., & Thorndike-Christ, T. (2010). *Measurement and evaluation in psychology and education* (8th ed.). Pearson Education.
- Tomasetto, C., Morsanyi, K., Guardabassi, V., & O'Connor, P. A. (2020). Math anxiety interferes with learning novel mathematics contents in early elementary school. *Journal of Educational Psychology*, *113*(2), 315–329. <https://doi.org/10.1037/edu0000602>
- Üldeş, 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].
- Yıldırım, K., & Gürbüz, R. (2017). Öğretmenlere yönelik matematik kaygı ölçeği (ö-mkö) geliştirme çalışması. *Eğitimde Kuram ve Uygulama*, *13*(3), 392–410. <https://doi.org/10.17244/eku.331901>
- Zhang, J., Zhao, N., & Kong, Q. P. (2019). The relationship between math anxiety and math performance: A meta-analytic investigation. *Frontiers in Psychology*, *10*, 1613. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01613>

Ek 1

	Hiç	Biraz	Orta Seviyede	Fazla	Çok Fazla
1. Matematik sınavına hazırlanmak sizi ne kadar kaygılandırır?	1	2	3	4	5
2. Matematik sınavına bir gün kalmış olması sizi ne kadar kaygılandırır?	1	2	3	4	5
3. Matematik sınavına girmek sizi ne kadar kaygılandırır?	1	2	3	4	5
4. Çözmeniz için toplama işlemi içeren sayısal problemlerin verilmesi sizi ne kadar kaygılandırır?	1	2	3	4	5
5. Çözmeniz için çıkarma işlemi içeren sayısal problemlerin verilmesi sizi ne kadar kaygılandırır?	1	2	3	4	5
6. Çözmeniz için çarpma işlemi içeren sayısal problemlerin verilmesi sizi ne kadar kaygılandırır?	1	2	3	4	5
7. Öğretmenin tahtada matematiksel bir denklemin çözmesini izlemek sizi ne kadar kaygılandırır?	1	2	3	4	5
8. Başka bir öğrencinin bir matematik formülünü açıklamasını dinlemek sizi ne kadar kaygılandırır?	1	2	3	4	5
9. Matematik dersine girmek sizi ne kadar kaygılandırır?	1	2	3	4	5