

Makalenin Türü / Article Type : Araştırma Makalesi / Research Article
Geliş Tarihi / Date Received : 29.10.2020
Kabul Tarihi / Date Accepted : 03.01.2021
Yayın Tarihi / Date Published : 15.03.2021



 <https://dx.doi.org/10.17240/aibuefd.2021.21.60703-817842>

ORTAOKUL ÖĞRENCİLERİNİN MATEMATİK ODAKLI AKADEMİK RİSK ALMA DAVRANIŞLARINI ETKİLEYEN FAKTÖRLERİN YAPISAL EŞİTLİK MODELLEMESİYLE İNCELENMESİ*

Kübra ŞAHİN¹, Kübra AÇIKGÜL²

ÖZ

Bu araştırmanın amacı, ortaokul öğrencilerinin cinsiyetleri, sınıf düzeyleri, matematiğe karşı tutum düzeyi ve matematiksel üstbilişsel farkındalık düzeylerinin birbiri üzerindeki ve matematik odaklı akademik risk alma davranışları üzerindeki etkilerini belirlemektir. Araştırma ilişkisel araştırma modeli kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Araştırmanın örneklemini uygun örnekleme yöntemi kullanılarak seçilen 895 ortaokul (6, 7 ve 8. sınıf) öğrencisi oluşturmaktadır. Araştırmada veri toplama aracı olarak Matematiksel Üstbiliş Farkındalık Ölçeği, Matematiğe Yönelik Tutum Ölçeği ve Matematik Odaklı Akademik Risk Alma Ölçeği kullanılmıştır. Araştırmada toplanan veriler yapısal eşitlik modellemesi (YEM) ile analiz edilmiştir. YEM analizi sonucunda araştırma kapsamında kuramsal bilgilere dayalı olarak geliştirilen 9 hipotezden 4'ü kabul edilmiş, 5'i ise reddedilmiştir. Araştırma bulgularına göre, matematiğe karşı tutum, matematiksel üstbilişsel farkındalık değişkenlerinin akademik risk alma değişkenine ilişkin varyansın %68'ini açıkladığı belirlenmiştir. Ayrıca araştırmada cinsiyet ve matematiğe karşı tutum değişkenlerinin matematiksel üstbilişsel farkındalık değişkenine ilişkin varyansın %49'unu açıkladığı tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Cinsiyet, sınıf düzeyi, tutum, üstbiliş, akademik risk

INVESTIGATION of FACTORS AFFECTING SECONDARY SCHOOL STUDENTS' MATHEMATICS ORIENTED ACADEMIC RISK BEHAVIOR by STRUCTURAL EQUATION MODELING


ABSTRACT

The study aims to determine the effects of secondary school students' gender, grade levels, attitude toward mathematics level, and mathematical metacognition awareness level on each other and mathematics-oriented academic risk-taking behaviors. This research was carried out using a correlational research model. The sample of the study comprised 895 secondary school students (6th, 7th, and 8th-grade) who are selected by using a convenience sampling method. In this research, the Mathematical Metacognition Awareness Scale, Attitudes towards Mathematics Scale, and Mathematics-Oriented Academic Risk-taking Scale were used as data collection tools. The data collected in the study were analyzed using Structural Equation Modeling (SEM). As a result of SEM analysis, 4 of 9 hypotheses developed based on theoretical information within the scope of the research were accepted and 5 of them were rejected. According to research results, it was determined that gender, attitude towards mathematics, mathematical metacognition awareness variables explain 68% of the variance related to academic risk-taking variable. Also, it was found in the study that the variables of gender and attitude towards mathematics explained 49% of the variance related to the mathematical metacognition awareness variable.

Keywords: Gender, grade level, attitude, metacognition, academic risk

* Bu çalışma birinci yazarın yüksek lisans tez araştırmasından elde edilmiştir.

¹ MEB, kubra44_44@outlook.com,  <https://orcid.org/0000-0001-5849-7601>

² İnönü Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, kubra.acikgul@inonu.edu.tr,  <https://orcid.org/0000-0003-2656-8916>

1. GİRİŞ

Son yıllarda bilim ve teknolojideki gelişmeler hayatın sosyal, ekonomik, kültürel vb. alanlarında olduğu gibi eğitim alanında da çeşitli değişimlere neden olmuştur. Bu değişimler ile eğitim ortamlarında öğrenme sürecine aktif katılan, öğrendikleri bilgileri yeniden düzenleyebilen (Baltacı, 2018), kendi öğrenmesini kontrol edebilen (Deniz vd., 2014), yaratıcı, üretken, eleştirel düşünme ve problem çözme gibi üst düzey düşünme becerilerine sahip (Doğan, 2013; Kahramanoğlu & Deniz, 2017) ve üstbilişsel becerilerini kullanabilen (Kahramanoğlu & Deniz, 2017) bireyler yetiştirilmesi beklenmektedir. Ayrıca eğitim sürecinde bireylerin risk alma davranışını göstermeleri, üzerinde önemle durulan bir konu olarak karşımıza çıkmaktadır (Korkmaz, 2002).

Risk alma, bir bireyin yapmayı düşündüğü bir işi yapma olasılığı olarak tanımlanmaktadır (Rebhorn, 2001). Risk alma durumlarında sonucun olası fayda ya da zararları hakkında belirsizlik olduğundan risk alma bilinçli veya bilinçsiz olarak kontrol edilen davranış olarak da ifade edilmektedir (Trimpop, 1994). Risk alma farklı konu alanlarında karşımıza çıkmaktadır. Bu durum risk almanın çeşitli başlıklar altında toplanmasına neden olmuştur. Korkmaz (2002) alanyazında yaptığı inceleme sonucu risk almayı, trafikle ilgili, cinsellikle ilgili, madde kullanımıyla ilgili, tehlikeli sporlarla ilgili ve akademik risk alma ile ilgili olmak üzere beş ana başlıkta toplamıştır. Neihart (1999) ise risk almayı duygusal, fiziksel, sosyal, manevi ve akademik risk alma şeklinde sınıflandırmıştır. Risk almaya ilgili çeşitli sınıflandırmalar olmasına karşın risk alma eğitimde daha çok akademik risk alma olarak karşımıza çıkmaktadır (Yaman & Köksal, 2014).

Akademik risk alma, öğrencinin doğruluğundan emin olmadığı düşünceleri söyleyebilme, soru sorma, yeni bilgiler edinme ve farklı çözümler bulma konusundaki istek duyma durumudur (Beghetto, 2009). Kişinin zorlayıcı akademik görevleri, alışılmamış müfredat dışı etkinlikleri tercih etmesidir (Skaar, 2009). Öğrencilerin bir öğrenim etkinliğinin bilinen ve bilinmeyen sonuçlarını değerlendirmesi, katılımın olası faydaları ve sonuçlarına dayanan söz alma isteği hakkında seçimler yapmaları (Robinson, 2012), ceza alma durumunda dahi tahmin etme eğilimini sürdürmeleri (Strum, 1971) şeklinde de tanımlar bulunmaktadır. Korkmaz (2002) ise akademik risk alma davranışını, öğrencilerin zor durumlar karşısındaki cesareti ve azmi olarak tanımlamaktadır.

Öğrencilerden akademik risk alma düzeyi yüksek olanlar; zor görevlerde ısrarcıdır, sınıf yönetiminde öğreticiye sorun çıkarmazlar, bilgiyi derinlemesine öğrenmek isterler, okula karşı iyi fikirlere sahiptirler ve bu ortam onları mutlu eder (Akbaba, 2006). Ayrıca bu öğrencilerin performansları arttıkça, risk aldığı konu ile ilgili yetenekleri geliştikçe, akademik seviyelerinin artışı ile oluşan mutlulukları arttıkça akademik risk alma düzeyleri de artmaktadır (Tay vd., 2009). Öğrencilerden akademik risk alma düzeyi düşük olanlar ise öğrenmeye karşı isteksizdirler ve ders içinde sıkılırlar (Çiftçi, 2006). Ayrıca bu öğrenciler çabuk pes ederler, öz güven eksiklikleri vardır (Bozkurt, 2012). Olumlu ve olumsuz yönleri dikkate alındığında öğrenme sürecinde öğrencilerin akademik risk alma davranışlarını göstermesinin kritik öneme sahip olduğu söylenebilir. Akademik risk alma davranışı çok yönlü bir davranış biçimi olup bireyin bilişsel, fiziksel, duyuşsal, psikososyal özelliklerinden etkilenmekte ve bu etkiler akademik risk alma davranışının artmasına, sabit kalmasına ya da gerilemesine neden olabilmektedir (Deniz, 2011). Bu bağlamda öğrencilerin risk alma davranışlarının geliştirilmesi için risk alma davranışına etki eden faktörlerin incelenmesi önemli görülmektedir.

Öğrencilerin risk alma durumlarını etkileyen faktörlerden birinin içerik alanı olduğu düşünülmektedir. Farklı içerik alanlarının yapısı birbiriyle aynı olmadığından (Bozpolat & Koç, 2016) bir derste akademik risk almada istekli olan bir öğrenci, bir başka derste akademik risk almada çekimsiz davranabilmektedir (Gezer vd., 2014). Örneğin matematik birçok öğrenci tarafından zor (Peker & Mirasyedioğlu, 2003) ve soyut bir ders (Awofala, 2014) olarak görüldüğünden öğrencilerin matematik derslerindeki akademik risk alma durumları diğer içerik alanlarına göre daha güç olabilmektedir. Öğrenciler matematik derslerinde sınıfta soru sormaktan, sınıf tartışmalarına katılmaktan, öğretmenleri ve arkadaşlarıyla görüşlerini paylaşmaktan ve çözümünden emin olmadığı soruları cevaplamaktan korkmaktadır (Baş, 2012). Öğrencilerin çoğunluğunun matematiğe ilişkin ön yargıları bulunmaktadır (Bozpolat & Koç, 2016). Bu olumsuz durumların öğrencilerin matematik derslerinde risk alma davranışlarını etkileyeceği düşünülmektedir. Bu açıdan bu araştırmada öğrencilerin matematik dersinde akademik risk alma davranışlarının incelenmesine odaklanılmış ve araştırmada öğrencilerin matematik odaklı akademik risk alma (MOARA) davranışlarına etki eden faktörlerin belirlenmesi amaçlanmıştır.

Alanyazında öğrencilerin tutumları akademik risk alma davranışını etkileyen faktörlerden biri olarak gösterilmektedir (Açıkgül & Şahin, 2019; Beghetto, 2009; Çetin vd., 2014; Deveci & Aydın, 2018). Matematiğin hayatın bir parçası olması onun okulda öğrenilen en önemli derslerden biri olarak kabul edilmesini sağlamıştır (Millî Eğitim Bakanlığı, 2018; Mevarech & Fridkin, 2006). Öte yandan matematiğin öğretilmesi ve öğrenilmesi, zorlu bir görev olarak görülmüştür (Moenikia & Zahed-Babelan, 2010). Birçok öğrencinin matematiği sevmeyip, matematikle ilgili kaygı ya da korkularının olması öğrencilerin matematiğe karşı olumsuz bir tutum içinde olmasına neden olmuştur (Işık vd., 2008; Peker & Mirasyedioğlu, 2003; Yücel & Koç, 2011). Olumsuz tutumun ise öğrencilerin akademik risk alma davranışını göstermelerini engellediği ifade edilmektedir (Dachner vd., 2017). Nitekim Açıkgül ve Şahin (2019) çalışmalarında, ortaokul öğrencilerinin matematiğe yönelik tutum puanlarının,

akademik risk alma davranışına ilişkin algı puanlarının anlamlı yordayıcısı olduğunu belirlemiştir. Bu bağlamda çalışmada matematiğe karşı tutum düzeyinin MOARA davranışını ne düzeyde yordadığının belirlenmesi önemli görülmüştür. Ayrıca, alanyazında matematiğe karşı tutum ile üstbilişsel farkındalık arasında ilişki olduğuna dair çalışmalar da bulunmaktadır. Örneğin Izadi vd. (2018) çalışmalarında ortaokul öğrencilerinin matematiğe karşı tutum düzeyleri ile üstbilişsel inançları arasında anlamlı ilişkiler olduğunu tespit etmiştir. Benzer şekilde Sevgi ve Orman (2020) çalışmalarında ortaokul öğrencilerinin matematiğe karşı tutum ve üstbilişsel becerileri arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişki olduğunu belirlemiştir. Ariyati ve Royanto (2017) ise ilköğretim 3. sınıf öğrencileri ile gerçekleştirdikleri çalışmalarında matematiğe yönelik tutum ile matematik kelime problemlerinin tamamlanmasında üstbilişsel stratejilerin kullanımı arasında pozitif yönde anlamlı bir ilişki olduğunu tespit etmiştir. Bu bağlamda bu çalışmada matematiğe karşı tutum ile matematiksel üstbilişsel farkındalık düzeyi arasındaki yordayıcı ilişkiler de incelenmiştir. Ayrıca üstbilişsel farkındalığın akademik risk almaya da etki eden diğer bir faktör olduğu belirtilmektedir (Açıkgül & Şahin, 2019; Çakır & Yaman, 2016; Eke, 2019). Matematiğin zihni disipline etmesi, düşünceleri ve akıl yürütmeyi sistematik hâle getirmesi (Mahanta & Islam, 2012), matematikte biliş ve üstbilişin etkileşim hâlinde olduğunun göstergesi sayılmaktadır (Gourgey, 1998). Buna karşın sınıf içinde yapılan öğretim genellikle matematiksel bilgiye odaklanmakta, üstbilişin matematikteki rolünü ihmal etmektedir (Gourgey, 1998). Oysa üstbilişsel farkındalık risk alma davranışının teşvik edilmesi için gerekli bir faktör olarak görülmektedir. Beghetto (2009) bireylerin üstbilişsel farkındalıklarının olmasının bireylerin risk alma isteklerine etkisi olduğunu ifade etmektedir. Bu görüşü destekler nitelikte Açıkgül ve Şahin (2019) çalışmalarında ortaokul öğrencilerinin matematiksel üstbilişsel farkındalık puanlarının, MOARA davranışlarının anlamlı yordayıcısı olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Benzer şekilde Eke'nin (2019) çalışmasında akademik risk alma ve üstbilişsel farkındalık arasında anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu açıklamalar doğrultusunda bu çalışmada matematiksel üstbilişsel farkındalık düzeyinin matematik odaklı risk alma davranışını ne düzeyde yordadığının incelenmesi önemli görülmüştür. Diğer taraftan alanyazında yer alan çalışmalar incelendiğinde demografik değişkenlerin akademik risk alma davranışı üzerindeki etkisinin araştırıldığı görülmektedir. Cinsiyet ve sınıf düzeyi akademik riske etki eden faktörler arasında gösterilmektedir. Örneğin, Byrnes vd. (1999), cinsiyet faktörünün risk alma eğilimi üzerindeki etkisini inceleyen 150 çalışmanın sonuçlarını meta-analiz yöntemini kullanarak sentezledikleri çalışmalarında, erkeklerin kadınlardan daha çok risk aldıklarını belirlemiştir. Açıkgül ve Şahin (2019) çalışmalarında ortaokul öğrencilerinin MOARA davranışlarına ilişkin algı düzeylerinin cinsiyet ve sınıf düzeyi değişkenleri açısından farklılaştığını tespit etmiştir. Bozpolat ve Koç (2016) 8. sınıf öğrencilerinin MOARA davranışlarını incelediği çalışmasında risk ölçeğinin alt boyutlarından biri olan “başarısızlık sonrası toparlanma eğilimi” için cinsiyetin anlamlı bir yordayıcı olduğunu tespit etmiştir. Benzer şekilde, Atkins vd. (1991) ve Ramos ve Lambating (1996) erkek ve kız öğrencilerin risk alma davranışı bakımından farklılıklar gösterdiğini tespit etmiştir. Sınıf düzeyi değişkeni için ise, Açıkgül ve Şahin (2019), Avcı ve Özenir (2016) ortaokuldaki öğrencilerin MOARA davranışlarının sınıf düzeyine göre farklılaştığını belirlemiştir. Atkins vd. (1991) ve Clifford vd. (1989) sınıf düzeyi arttıkça MOARA davranışının görülmesinde azalmalar meydana geldiğini belirtmiştir. Ayrıca alanyazında cinsiyet ve sınıf düzeyi değişkenlerinin bu araştırmanın değişkenleri olan matematiğe karşı tutum (Birgin & Demirkan, 2017; Karaduman, 2019; Mata vd., 2012; Saha, 2007; Şimşek vd., 2017; Utsumi & Mendes, 2000) ve üstbiliş (Liliana & Lavinia, 2011; Oğuz & Kalender, 2018; Saha, 2007; Siswati & Corebima, 2017) değişkenleri üzerinde de etkili olduğunu gösteren çalışma sonuçları bulunmaktadır. Bahsedilen çalışma sonuçları doğrultusunda bu çalışmada cinsiyet ve sınıf düzeyi değişkenlerinin matematiğe karşı tutum, matematiksel üstbilişsel farkındalık ve MOARA değişkenleri ile ilişkilerinin incelenmesi önemli görülmüştür. Bu çalışmada alanyazındaki çalışmalardan farklı olarak cinsiyet, sınıf düzeyi, matematiğe karşı tutum, matematiksel üstbilişsel farkındalık değişkenlerinin MOARA davranışı üzerindeki doğrudan ve dolaylı yordayıcı etkilerinin yapısal eşitlik modellemesi ile araştırılması amaçlanmıştır. Bu bağlamda çalışmadan elde edilen sonuçların cinsiyet, sınıf düzeyi, matematiğe karşı tutum, matematiksel üstbilişsel farkındalık değişkenlerinin MOARA davranışı üzerindeki ortak yordayıcı etkilerini göstererek alanyazına katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

1.1. Araştırmanın amacı

Bu araştırmanın amacı, ortaokul 6, 7 ve 8. sınıf öğrencilerinin cinsiyetleri, sınıf düzeyleri, matematiğe karşı tutum düzeyleri ve matematiksel üstbilişsel farkındalık düzeylerinin birbiri üzerindeki etkilerini ve akademik risk alma düzeyi üzerindeki etkisini belirlemektir. Araştırmada söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiler YEM ile incelenecektir. Araştırmanın amacı doğrultusunda araştırma hipotezleri aşağıda sunulmuştur.

Hipotezler:

H1: Ortaokul öğrencilerinin cinsiyetleri, matematiğe karşı tutum düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.

H2: Ortaokul öğrencilerinin cinsiyetleri, matematiksel üstbilişsel farkındalık düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.

H3: Ortaokul öğrencilerinin cinsiyetleri, MOARA davranış düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.

H4: Ortaokul öğrencilerinin sınıf düzeyleri, matematiğe karşı tutum düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.

H5: Ortaokul öğrencilerinin sınıf düzeyleri, matematiksel üstbilişsel farkındalık düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.

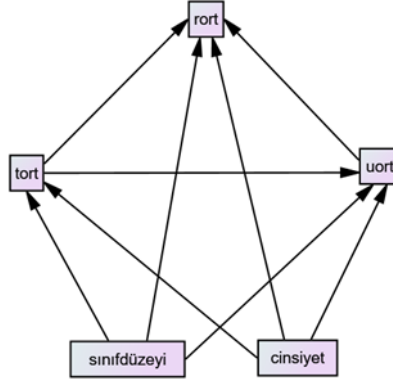
H6: Ortaokul öğrencilerinin sınıf düzeyleri, MOARA davranış düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.

H7: Ortaokul öğrencilerinin matematiğe karşı tutum düzeyleri, matematiksel üstbilişsel farkındalık düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.

H8: Ortaokul öğrencilerinin matematiğe karşı tutum düzeyleri, MOARA davranış düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.

H9: Ortaokul öğrencilerinin matematiksel üstbilişsel farkındalık düzeyleri, MOARA düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.

Belirlenen araştırma hipotezleri doğrultusunda araştırmada hipotezlenen model Şekil 1’de sunulmuştur.



Şekil 1. Araştırmada hipotezlenen model

(Akademik Risk Alma=rort, Üstbiliş=uort, Tutum= tort)

2. YÖNTEM

2.1. Araştırmanın modeli

Bu çalışmada ilişkisel araştırma modeli kullanılmıştır. İlişkisel araştırmalar iki veya daha fazla değişken arasındaki ilişkinin derecesini ölçmek için kullanılmaktadır (Creswell, 2012). Araştırmada değişkenler arasındaki ilişkileri belirlemek amacıyla ilişkisel araştırmalarda kullanılan analiz yöntemlerinden biri olan yapısal eşitlik modellemesi kullanılmıştır. YEM kuramsal bir teoriye doğrulayıcı (yani hipotez testi) bir yaklaşım getiren istatistiksel bir metodolojidir (Byrne, 2013). İki veya daha fazla ilişkiyi aynı anda test eden bir dizi doğrusal denklemden oluşmaktadır (Shook vd., 2004).

2.2. Katılımcılar

Bu araştırmanın ulaşılabilir evrenini Doğu Anadolu Bölgesi’nde bulunan bir ilin iki merkez ilçesinde bulunan ortaokullar oluşturmaktadır. Araştırmanın örnekleme ise 2018-2019 eğitim öğretim yılında ulaşılabilir evrende yer alan okullardan uygun örnekleme yöntemi kullanılarak seçilen 895 ortaokul (6, 7 ve 8. sınıf) öğrencisinden meydana gelmektedir. Uygun örnekleme yöntemi, evrenden uygun ve ulaşılabilir bir grup birey seçme işlemi olarak açıklanmaktadır (Fraenkel vd., 2012). Bu araştırmada zamandan tasarruf sağlaması ve kolay ulaşılabilir olması avantajları dikkate alınarak örneklem belirlenirken uygun örnekleme yöntemi kullanılmıştır. Araştırmanın başında öğrencilere çalışmanın kapsamı anlatılarak araştırmaya katılmaya gönüllü öğrencilerle çalışılmıştır. Çalışmaya katılan öğrencilerin 458’i kız, 437’si erkektir. Katılımcıların 316’sı 6. sınıf, 311’i 7. sınıf ve 268’i 8. sınıf öğrencisidir. Kız öğrencilerin 163’ü 6. sınıf, 158’i 7. sınıf ve 137’si 8. sınıftır. Erkek öğrencilerin ise 153’ü 6. sınıf, 153’ü 7. sınıf ve 131’i 8. sınıftır.

2.3. Veri toplama araçları ve süreci

Araştırmada öğrencilerin matematiğe karşı tutum düzeylerinin belirlenmesi için Önal (2013) tarafından geliştirilen Matematiğe Karşı Tutum Ölçeği kullanılmıştır. Ölçek, “tamamen katılıyorum”, “katılıyorum”, “kararsızım”, “katılmıyorum”, “kesinlikle katılmıyorum” cevap seçeneklerine sahip 5’li Likert tipindedir. 22 maddeden oluşan ölçek 4 faktörlü yapıya sahiptir ve toplam varyansın %55.12’sini açıklamaktadır. Doğrulayıcı faktör analizi sonucunda ölçeğin uyum iyiliği değerleri $\chi^2/sd=1.79$, CFI=0.98, NFI=0.96, NNFI=0.98, GFI=0.91, AGFI=0.88, RMSEA=0.050 olarak hesaplanmıştır. $\alpha=.90$ olarak hesaplanan iç tutarlılık katsayısı ölçeğin güvenilir olduğunu göstermiştir (Önal, 2013). Bu araştırmada ölçekte bulunan cevap seçenekleri “kesinlikle katılmıyorum”,

“katılmıyorum”, “kısmen katılıyorum”, “katılıyorum” ve “kesinlikle katılıyorum” olacak şekilde düzenlenerek kullanılmıştır.

Öğrencilerin matematiksel üstbilişsel farkındalık düzeyleri Kaplan ve Duran (2016) tarafından geliştirilen Matematiksel Üstbiliş Farkındalık Ölçeği kullanılarak belirlenmiştir. Ölçek, “hiçbir zaman”, “nadiren”, “bazen”, “sık sık” ve “her zaman” şeklinde 5’li cevap seçeneği olan 23 maddeye sahiptir. Yapı geçerliliğini araştırmak için yapılan açımlayıcı faktör analizi sonucu toplam varyansın %43.12’sini açıklayan 3 faktörlü yapı elde edilmiştir. Doğrulayıcı faktör analizi sonucunda uyum iyiliği değerleri 3 faktörlü yapının doğrulandığını göstermiştir ($\chi^2/sd = 1.5$, GFI = .95, AGFI = .90, CFI = .98, NFI = .95, NNFI = .97, IFI = .98, PGFI = .75, PNFI = .85, RMSEA = .04, SRMR = .04). Güvenirlik çalışmaları kapsamında hesaplanan iç tutarlılık katsayısı ($\alpha=.905$) ölçme aracının güvenilir olduğunu göstermiştir (Kaplan & Duran, 2016).

Araştırmada öğrencilerin akademik risk alma düzeylerini belirlemek için kullanılan MOARA Ölçeği İlhan ve Çetin (2013) tarafından geliştirilmiştir. MOARA Ölçeği 24 maddeden oluşmaktadır ve “kesinlikle katılmıyorum (1)” ile “kesinlikle katılıyorum (5)” şeklinde 5’li Likert tipi derecelendirmeye sahip bir ölçme aracıdır. Yapı geçerliliği kapsamında yapılan açımlayıcı faktör analizi sonucunda toplam varyansın %48.84’ünü açıklayan 3 faktörlü yapı elde edilmiştir. Doğrulayıcı faktör analizi sonucu hesaplanan uyum iyiliği değerleri ($\chi^2/sd= 2.54$, CFI=0.96, NFI=0.93, NNFI=0.95, RFI=.92, IFI=.96, RMSEA=0.069, SRMR=0.060) 3 faktörlü modelin doğrulandığını göstermiştir. Ayrıca ölçeğin $\alpha=.89$ olarak hesaplanan iç tutarlılık katsayısı ölçme aracının güvenilir olduğunu göstermiştir.

2.4. Verilerin analizi

Bu araştırmada YEM, ölçüm modeli ve yapısal model olmak üzere iki aşamada gerçekleştirilmiştir. Ölçüm modelinin test edilmesinde tutum, üstbiliş ve akademik risk ölçeklerinde gözlenen değişkenlerin (ölçek maddelerinden elde edilen puanların) gizil değişkenleri açıklama durumu doğrulayıcı faktör analizi ile araştırılmıştır. Yapısal modelin test edilmesi aşamasında ise araştırmanın değişkenleri (cinsiyet, sınıf düzeyi, tutum, üstbiliş, akademik risk) arasındaki yordayıcı ilişkiler incelenmiştir.

Öncelikle 895 kişiden elde edilen veri setine ölçüm modeli uygulanarak matematiğe karşı tutum, matematiksel üstbiliş farkındalık ve MOARA ölçeklerinin tek boyutlu yapıyı sağlama durumları incelenmiştir. Bu amaçla doğrulayıcı faktör analizleri yapılmıştır. Literatürde doğrulayıcı faktör analizinde elde edilen uyum iyiliği değerleri için $\chi^2/sd < 5$, GFI, AGFI, CFI, NFI, NNFI $>.90$, RMR, SRMR, RMSEA $<.08$ değerleri kabul edilir ve $\chi^2/sd < 2$, GFI, AGFI, CFI, NFI, NNFI $>.95$, RMR, SRMR, RMSEA $<.05$ değerleri iyi uyum iyiliği değerleri olarak belirtilmiştir (Clara vd., 2001; Çokluk vd., 2010; Hair vd., 2014; Hooper vd., 2008; Hu & Bentler, 1999; Schermelleh-Engel vd., 2003; Tabachnick & Fidell, 2007). Matematiğe karşı tutum, matematiksel üstbiliş farkındalık ve MOARA ölçeklerinin tek boyutlu yapılarına ilişkin doğrulayıcı faktör analizi sonuçları Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1.

Tutum, Üstbiliş Farkındalık ve MOARA Ölçeklerinin Tek Boyutlu Yapılarına İlişkin Doğrulayıcı Faktör Analizi Sonuçları

Ölçek	χ^2/sd	p	RMSEA	RMR	GFI	AGFI	CFI	NFI	NNFI
Tutum	4410.96/209=21.11	.000	.152	.22	.68	.62	.87	.86	.85
Üstbiliş	1293.67/230=5.63	.000	.073	.08	.88	.86	.98	.97	.97
Akademik risk	3609.82/252=14.32	.000	.122	.22	.75	.70	.87	.89	.88

Tablo 1 incelendiğinde tutum ve MOARA ölçeklerinden elde edilen değerlerin kabul edilebilir uyum iyiliği değerlerine sahip olmadığı görülmüştür. Matematiksel üstbiliş ölçeğinden elde edilen puanlar için ise uyum iyiliği değerleri incelendiğinde χ^2/sd , GFI ve AGFI değerlerinin kabul edilir aralıkta olmadığı tespit edilmiştir.

Bu bulgular doğrultusunda tutum, üstbiliş ve akademik risk alma puanları için tek boyutlu ölçüm modelinin doğrulanmadığı söylenebilir. Bu aşamada ölçme araçlarına ilişkin tek boyutlu yapıların elde edilebilmesi için öncelikle açımlayıcı faktör analizleri yapılmasına ve ardından doğrulayıcı faktör analizleri yapılarak ölçüm modelinin test edilmesine karar verilmiştir. Açımlayıcı ve doğrulayıcı faktör analizlerinde aynı veri setinin kullanılması önerilmemektedir. Bu bilgi doğrultusunda 895 kişiden elde edilen veri seti SPSS programında rastgele atama yoluyla iki veri setine ($n_1=450$, $n_2=445$) ayrılmıştır. 450 kişilik veri seti ile açımlayıcı faktör analizi gerçekleştirilerek tek boyutlu yapılar elde edilirken, 445 kişilik veri seti kullanılarak YEM (ölçüm modeli ve yapısal model) test edilmiştir.

2.4.1. Açımlayıcı faktör analizi sonuçları

Açımlayıcı faktör analizleri 450 kişilik veri seti ile gerçekleştirilmiştir. 450 öğrencinin 219’u kız ve 231’i erkek öğrenci olup 155’i 6. sınıf, 159’u 7. sınıf ve 136’sı 8. sınıfta öğrenim görmektedir. Açımlayıcı faktör analizleri

sonucunda tutum, üstbilgi ve akademik risk ölçeklerinin tek boyutlu yapılarının elde edilmesi amaçlandığından faktör sayısı 1 ile sınırlandırılmıştır. Hair vd. (2014) $\pm .50$ veya daha büyük faktör yüklerinin pratikte anlamlı kabul edildiğini belirtmiştir. Buna göre faktör yükü alt kesme noktası 0.50 alınmıştır. Ortak faktör varyansı 0.40 kesme noktası olarak belirlenmiştir. Tek boyutlu modellerde varyansın 0.30 ve üzeri olması yeterli görüldüğünden (Çokluk vd., 2010) açıklanan varyans oranının 0.30 ve üzeri olması beklenmiştir.

Matematiksel Üstbilgi Farkındalık Ölçeği'nden elde edilen veriler ile açılımlayıcı faktör analizi yapılmadan önce veri setinin faktör analizi için uygunluğu incelenmiştir. Öncelikle yanlış girilen veri olup olmadığı kontrol edilmiş ve yanlış veriler düzeltilmiştir. Ardından kayıp değerlere bakılmış ve kayıp değerlerin oranının en fazla %1.4 olduğu belirlenmiştir. Kayıp değerlere aritmetik ortalama atanmıştır. Ardından bütün maddelerin z değerlerinin ± 3.29 aralığında bulunduğu ve veri setinde tek değişkenli uç değer olmadığı tespit edilmiştir (Tabachnick & Fidell, 2007). Çok değişkenli uç değerlerin belirlenmesi için Mahalanobis uzaklık değerlerine bakılmıştır. $p < 0.01$ anlamlılık düzeyinde 16 tane çok değişkenli uç değer olduğu belirlenmiştir ve uç değerler veri setinden çıkarılmıştır. Ardından çarpıklık basıklık değerleri hesaplanmış, çarpıklığın -1.341 ile 0.260 arasında, basıklığın ise -1.142 ile 0.634 arasında olduğu görülmüştür. Değişkenler arası korelasyon matrisinde maddelerin tamamının 0.30'un üstünde ve 0.90'ın altında olması tekillik ve çoklu bağıntı sorunlarının olmadığını göstermiştir (Tabachnick & Fidell, 2007). Örneklem sayısının yeterli olup olmadığına karar vermek için KMO ve Bartlett küresellik testi incelenmiştir. KMO değerinin .90 üzeri olması mükemmel düzeyde, .8-.9 arası olması büyük düzeyde, .7-.8 olması iyi düzeyde, .5-.7 arası olması orta düzeyde örnekleme yeterliliğinin olduğunu göstermektedir (Field, 2005). Hesaplanan KMO=.959 değeri ve Bartlett küresellik testi sonuçlarına ($\chi^2=427$; $sd=253$; $p=.000$) göre 22 maddelik tutum ölçeği için örnekleme yeterliliğinin sağlandığı söylenebilir. Madde bazında örneklem sayısının yeterliliğini incelemek için ise, "anti-image" korelasyon matrisi incelenmiş ve korelasyon değerlerinin .05'ten büyük olduğu (0.951 ile 0.969 arasında değiştiği) ve madde bazında örneklem yeterliliğinin sağlandığı görülmüştür (Sipahi vd., 2010). Bütün bu bilgiler ışığında veri setinin analiz için uygun olduğu söylenebilir. Matematiksel Üstbilgi Farkındalık Ölçeği'nin tek boyutlu yapısını elde etmek için yapılan açılımlayıcı faktör analizi esnasında faktör yüklerinin 0.50'nin üzerinde olduğu belirlenmiştir. Ayrıca ortak faktör varyansı 0.40'ın altında olan 8 madde (20, 21, 13, 22, 23, 19, 8 ve 15) çıkarılmıştır. Ölçeğin son hâlinde 15 maddeden oluşan ve varyansın %47.431'ini açıklayan tek boyutlu bir yapı elde edilmiştir. Maddelerin faktör yükleri .637 ile .756 arasında, ortak faktör varyansları .406 ile .572, madde toplam korelasyonları .580 ile .702 arasındadır. Ölçeğin Cronbach alfa iç tutarlık katsayısı ($\alpha=.921$) ölçme aracının mükemmel düzeyde güvenilir olduğunu göstermiştir (Kline, 2015).

Matematiğe Karşı Tutum Ölçeği'nden elde edilen veriler ile açılımlayıcı faktör analizi gerçekleştirilmeden önce yanlış girilen veri olup olmadığı kontrol edilmiş ve yanlış veriler düzeltilmiştir. İkinci aşamada olumsuz maddeler (2, 6, 11, 12, 13, 14, 15, 18, 20, 21 ve 22. maddeler) ters çevrilmiştir. Kayıp değerlerin oranının en fazla %2.9 olduğu belirlenmiştir ve kayıp değerlere aritmetik ortalama atanmıştır. z değerlerinin ± 3.29 aralığında bulunduğu ve veri setinde tek değişkenli uç değer olmadığı tespit edilmiştir (Tabachnick & Fidell, 2007). Mahalanobis uzaklık değerlerine göre $p < 0.01$ için 7 tane çok değişkenli uç değer olduğu belirlenmiş ve uç değerler veri setinden çıkarılmıştır. Maddeler için çarpıklığın -1.403 ile 0.445 arasında, basıklığın ise -1.473 ile 0.556 arasında olduğu görülmüştür. Değişkenler arası korelasyon matrisinde maddelerin tamamının 0.30'un üstünde ve 0.90'ın altında olduğu, tekillik ve çoklu bağıntı sorunlarının olmadığı belirlenmiştir (Tabachnick & Fidell, 2007). Hesaplanan KMO=.897 değeri ve Bartlett Küresellik testi sonuçlarına ($\chi^2= 373$; $sd= 231$; $p=.000$) göre 22 maddelik tutum ölçeği için örnekleme yeterliliğinin sağlandığı söylenebilir (Field, 2005). "Anti-image" korelasyon matrisinde değerlerin .05'ten büyük olduğu (0.673 ile 0.948 arasında değiştiği) ve madde bazında örneklem yeterliliğinin sağlandığı görülmüştür (Sipahi vd., 2010). Bütün bu bilgiler ışığında veri setinin açılımlayıcı faktör analizi için uygun olduğu söylenebilir. Açılımlayıcı faktör analizi esnasında faktör yükü 0.50'nin altında olan 6 madde (2, 1, 18, 11, 14, 20) ölçekten çıkarılmıştır. Ayrıca ortak faktör varyansı 0.40'ın altında olan 7 madde (12, 15, 13, 22, 6, 21, 5) çıkarılmıştır. Sonuçta 9 maddeden oluşan ve varyansın %49.990'ını açıklayan tek boyutlu bir yapı elde edilmiştir. Faktör yük değerlerinin 0.643 ile 0.770 arasında değiştiği, ortak faktör varyanslarının 0.413 ile 0.593 arasında değiştiği ve madde toplam korelasyonlarının 0.546 ile 0.684 arasında değiştiği görülmüştür. 0.895 olarak hesaplanan Cronbach alfa iç tutarlık katsayısı ölçme aracından elde edilen sonuçların "çok iyi" düzeyde güvenilirliğe sahip olduğunu göstermiştir (Kline, 2015).

MOARA Ölçeği'nden elde edilen veriler ile açılımlayıcı faktör analizi gerçekleştirilmeden önce yanlış girilen veri olup olmadığı kontrol edilmiştir. Ardından kayıp değerlerin oranının en fazla %2.0 olduğu belirlenerek kayıp değerlere aritmetik ortalama atanmıştır. z değerlerinin ± 3.29 aralığında bulunduğu ve veri setinde tek değişkenli uç değer olmadığı tespit edilmiştir (Tabachnick & Fidell, 2007). Mahalanobis uzaklık değerlerine göre $p < 0.01$ için 12 tane çok değişkenli uç değer olduğu belirlenmiş ve uç değerler veri setinden çıkarılmıştır. Çarpıklık değerlerinin -1.111 ile 0.519 arasında, basıklık değerlerinin ise -1.397 ile 0.011 arasında olduğu görülmüştür. Değişkenler arası korelasyon matrisinde maddelerin tamamının 0.30'un üstünde ve 0.90'ın altında olduğu görülmüş, tekillik ve çoklu bağıntı sorunlarının olmadığı belirlenmiştir (Tabachnick & Fidell, 2007). Hesaplanan KMO=.919 değeri (mükemmel düzeyde) ve Bartlett küresellik testi sonuçlarına ($\chi^2=414$, $sd=276$, $p=.000$) göre

risk alma ölçeği için örnekleme yeterliliğinin sağlandığı söylenebilir (Field, 2005). “Anti-image” korelasyon matrisinde korelasyon değerlerinin .05’ten büyük olduğu (0.706 ile 0.961 arasında değiştiği) ve madde bazında örneklem yeterliliğinin sağlandığı görülmüştür (Sipahi vd., 2010). Bütün bu bilgiler ışığında veri setinin analiz için uygun olduğu söylenebilir. MOARA Ölçeği’nin tek boyutlu yapısını elde edebilmek için yapılan açımlayıcı faktör analizi esnasında faktör yükü 0.50 nin altında olan 12 madde (16, 14, 15, 3, 17, 18, 9, 19, 8, 24, 10 ve 13) ölçekten çıkarılmıştır. Ayrıca ortak faktör varyansı 0.40’ın altında olan 11. madde çıkarılmıştır. Sonuçta 12 maddelik ve varyansın %52.153’ünü açıklayan tek boyutlu bir yapı elde edilmiştir. Faktör yük değerlerinin 0.654 ile 0.783, ortak faktör varyanslarının 0.428 ile 0.614 ve madde toplam korelasyonlarının 0.584 ile 0.726 arasında değiştiği görülmüştür. Cronbach alfa iç tutarlık katsayısı 0.916 bulunmuştur. Buna göre ölçme aracından elde edilen sonuçların “mükemmel” düzeyde güvenilirliğe sahip olduğu söylenebilir (Kline, 2015).

2.4.2. Yapısal eşitlik modellemesi

Bu çalışmada önerilen modeli test etmek amacıyla YEM analizi kullanılmıştır. YEM ölçüm modeli ve yapısal model olmak üzere iki aşamalı analiz modeli kullanılarak yapılmıştır. YEM’de örneklem sayısının en az 200 olması gerektiği belirtilmektedir (Garver & Mentzer, 1999; Shah & Goldstein, 2006). Bu bilgiden de hareketle çalışmadaki örneklem sayısının (N=445) yeterli olduğu düşünülmektedir. 445 öğrencinin 239’u kız, 206’sı erkek öğrenci olmak üzere, 161’i 6. sınıf, 152’si 7. sınıf, 132’si 8. sınıfta öğrenim görmektedir.

Ölçüm Modelinin Test Edilmesi: Ölçüm modelinin test edilmesinde Matematığe Karşı Tutum Ölçeği’nin, Matematiksel Üstbilis Farkındalık Ölçeği’nin ve MOARA Ölçeği’nin tek boyutlu yapılarının 445 kişiden elde edilen veri setinde doğrulanıp doğrulanmadığının belirlenmesi için doğrulayıcı faktör analizleri gerçekleştirilmiştir. Analiz süreci ve sonuçları aşağıda sunulmuştur.

Matematiksel Üstbilis Farkındalık Ölçeği’nin tek boyutlu yapısının geçerliliğinin belirlenmesi için yapılan doğrulayıcı faktör analizinde öncelikle üstbilis puanları Lisrel programına aktarılarak kovaryans matrisi oluşturulmuştur. Ardından 12 maddelik tek boyutlu model için “path” diyagramı çizilmiş ve uyum iyiliği değerleri hesaplanmıştır. Hesaplanan t değerlerinin 11.62 ile 16.81 arasında değiştiği ve 0.01 düzeyinde anlamlı olduğu belirlenmiştir. Standardize edilmiş parametre değerlerinin 0.54 ile 0.72 arasında olduğu, gözlenen değişkenlere ilişkin hata varyanslarının çok yüksek olmadığı (0.48 ile 0.71 arasında değiştiği) görülmüştür. Yapılan ilk analizde $p=.000<.05$ olduğu, yani gözlenen ve beklenen kovaryans matrisleri arasındaki farkın istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir. $p>.05$ olması modelin doğrulandığını gösterirken p değerinin manidar olmaması hâlinde diğer uyum iyiliği değerleri incelenmektedir (Jöreskog, 1999). Bu bağlamda diğer uyum iyiliği değerleri incelendiğinde $\chi^2/sd=191.68/90=2.129$, RMSEA=0.051, RMR=0.056, GFI=0.94, AGFI=0.93 değerlerinin kabul edilebilir düzeyde ve SRMR=0.036, CFI=0.99, NFI=0.97 ve NNFI=0.98 değerlerinin iyi düzeyde olduğu belirlenmiştir. Buna göre tek boyutlu modelin doğrulandığı söylenebilir.

Matematığe Karşı Tutum Ölçeği’nin tek boyutlu yapısının geçerliliğinin belirlenmesi için yapılan doğrulayıcı faktör analizinde öncelikle tutum puanları için kovaryans matrisi oluşturulmuştur. 9 maddelik tek boyutlu model için “path” diyagramı çizilmiş ve uyum iyiliği değerleri hesaplanmıştır. Tek boyutlu model için 13.83 ile 18.00 arasında değişen t değerlerinin 0.01 düzeyinde anlamlı olduğu belirlenmiştir. Gözlenen değişkenlere ilişkin hata varyanslarının çok yüksek olmadığı (0.43 - 0.61 aralığında değiştiği) görülmüştür. Standardize edilmiş parametre değerlerinin (faktör yüklerinin) 0.62 ile 0.76 aralığında olduğu tespit edilmiştir. Yapılan ilk analizde $p=.000<.05$ olduğu, yani gözlenen ve beklenen kovaryans matrisleri arasındaki farkın istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Diğer uyum iyiliği değerleri incelendiğinde $\chi^2/sd=186.11/27=6.892$, RMSEA=0.116 ve RMR=0.094 değerlerinin kabul edilebilir düzeyde olmadığı belirlenmiştir. Bu aşamada tek boyutlu modelin iyileştirilmesi için modelde modifikasyon yapılmıştır. Modifikasyon sürecinde programın önermiş olduğu 3 ile 4, 16 ile 19, 17 ile 19 maddelerinin hata varyansları ilişkilendirilerek analiz tekrar edilmiştir. Yapılan modifikasyon sonrası $\chi^2/sd=48.84/24=2.035$ değerinin kabul edilebilir düzeyde, RMSEA=0.049, RMR=0.048, SRMR= 0.027, GFI=0.98, AGFI=0.95, CFI=.99, NFI=0.99 ve NNFI=0.99 değerlerinin iyi düzeyde olduğu görülmüştür. Bu bağlamda tek boyutlu modelin doğrulandığı söylenebilir.

MOARA Ölçeği’nin tek boyutlu yapısının geçerliliğinin belirlenmesi için yapılan doğrulayıcı faktör analizinde öncelikle MOARA puanları için kovaryans matrisi oluşturulmuştur. 12 maddelik tek boyutlu model için “path” diyagramı çizilmiş ve uyum iyiliği değerleri hesaplanmıştır. Yapılan analiz sonucunda t değerlerinin 12.84 ile 17.98 arasında değiştiği ve 0.01 düzeyinde anlamlı olduğu belirlenmiştir. Standardize edilmiş parametre değerlerinin 0.58 ile 0.75, gözlenen değişkenlere ilişkin hata varyanslarının ise 0.43 ile 0.66 arasında değiştiği görülmüştür. Yapılan ilk analizde $p=.000<.05$ olduğu, yani gözlenen ve beklenen kovaryans matrisleri arasındaki farkın istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Diğer uyum iyiliği değerleri incelenmiş ve RMSEA=0.093 değerinin kabul edilebilir düzeyde olmadığı belirlenmiştir. Bu aşamada tek boyutlu modelin iyileştirilmesi için modelde modifikasyon yapılmıştır. Modifikasyon sürecinde programın önermiş olduğu 22 ile 23, 23 ile 24, 22 ile 24 maddelerinin hata varyansları ilişkilendirilerek analiz tekrar edilmiştir. Yapılan modifikasyon sonrası $\chi^2/sd=154.81/51=3.035$, RMSEA=0.068, RMR=0.067, GFI=0.94 değerlerinin kabul edilebilir düzeyde,

SRMR=0.040, AGFI=0.91, CFI=0.98, NFI=0.98 ve NNFI=0.98 değerlerinin iyi düzeyde olduğu görülmüştür. Bu bağlamda tek boyutlu modelin doğrulandığı söylenebilir.

Yapısal Modelin Test Edilmesi: Yapısal model AMOS programında test edilmiştir. Analize geçilmeden önce veri setinin analize uygunluğu incelenmiştir. Öncelikle veri setinde hatalı girilen veri kontrolü yapılmıştır. Ardından olumsuz olan maddeler tersten kodlanmıştır. Daha sonra kayıp değerlerin oranları incelenmiş ve kayıp değerlerin en fazla %5.5 oranında olduğu görülmüştür. Kayıp değerler yerine aritmetik ortalama atanmıştır. Bir sonraki aşamada tutum, üstbilgi ve risk değişkenleri için ortalama puanlar hesaplanmıştır. Tek değişkenli uç değerlerin belirlenmesi için z puanları incelenmiştir. Tutum ve akademik risk değişkenleri ortalama puanları için hesaplanan z değerlerinin ± 3.29 aralığında olduğu ve veri setinde tek değişkenli uç değer olmadığı belirlenmiştir. Üstbilgi ortalama puanları için ise ± 3.29 aralığı dışında z puanına sahip olan 3 kişiye ait veriler olduğu belirlenmiş ve veri setinden çıkarılmıştır. Öte yandan, YEM'in yapılabilmesi için veri setinin çok değişkenli normal dağılımı sağlaması gerekmektedir (Byrne, 2001). Bu bağlamda çok değişkenli uç değerler Mahalanobis uzaklık değerleri ile incelenmiştir. Tutum, üstbilgi ve akademik risk ortalama puanları için hesaplanan Mahalanobis uzaklık değerlerine göre 0.01 anlamlılık düzeyinde 33 çok değişkenli uç değer olduğu belirlenmiştir ve uç değerler veri setinden çıkarılmıştır. Sonuçta yapısal model 409 kişiden elde edilen veri setiyle test edilmiştir. Tutum (basıklık=-0.417, çarpıklık=-0.488), üstbilgi (basıklık=-0.543, çarpıklık=-0.478), akademik risk (basıklık=-0.612, çarpıklık=-0.349) ortalama puanları için çarpıklık basıklık değerlerinin ± 1 aralığında olduğu belirlenmiştir. Buna göre tek değişkenli normalliğin sağlandığı söylenebilir (Çokluk vd., 2010). Ayrıca çok değişkenli normallik analizlerinin sonuçlarına göre (çok değişkenli basıklık=-3.022, çok değişkenli c.r.= -3.653) veri setinin çok değişkenli normalliği sağladığı söylenebilir (Bentler, 2006). Buna göre veri setinin analiz için uygun olduğu söylenebilir. YEM analizine geçilmeden önce ortaokul öğrencilerinin matematiğe karşı tutum düzeyleri, matematiksel üstbilgi farkındalık düzeyleri, MOARA düzeylerine ilişkin aritmetik ortalama ve standart sapma değerleri ile değişkenler arası korelasyon katsayıları hesaplanmıştır. YEM analizi esnasında hipotezler test edilirken anlamlılık düzeyi $\alpha=.01$ olarak alınmıştır. Standardize yol katsayıları (β) için $< .10$ küçük etki, $.30$ civarındaki değerler orta düzey etki, $> .50$ değerleri büyük etki olarak değerlendirilmiştir (Kline, 2015). Ayrıca açıklanan varyans değerleri için $R^2=.0196$ küçük düzeyde, $R^2=.1300$ orta düzeyde, $R^2=.2600$ büyük düzeyde etki olarak değerlendirilmiştir (Cohen, 1988).

2.5. Araştırmanın etik izni

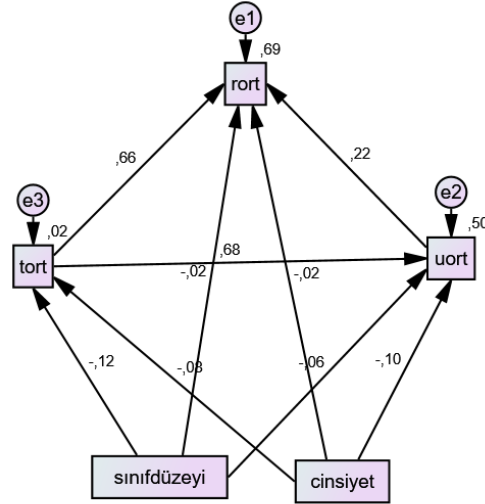
Yapılan bu çalışmada “Yükseköğretim Kurumları Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Yönergesi” kapsamında uyulması gerektiği belirtilen tüm kurallara uyulmuştur. Yönergenin ikinci bölümü olan “Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiğine Aykırı Eylemler” başlığı altında belirtilen eylemlerden hiçbiri gerçekleştirilmemiştir. Çalışmanın Millî Eğitim Bakanlığına bağlı okullarda gerçekleştirilmesi için İl Millî Eğitim Müdürlüğünden gerekli izinler 27.11.2018 tarih ve E.22786582 sayılı yazısı ile alınmıştır. Veri toplama aşamasında, araştırmaya katılmaya gönüllü öğrenciler ile çalışılmış ve çalışmadan elde edilen bilgiler yalnızca bilimsel amaçlı kullanılmıştır.

3. BULGULAR

Bu çalışmada cinsiyet, sınıf düzeyi, matematiğe karşı tutum düzeyi, matematiksel üstbilgi farkındalık düzeyi değişkenleri arasındaki yordayıcı ilişkiler ve bu değişkenlerin MOARA davranış düzeyi ile yordayıcı ilişkilerinin çözümlenmesinde YEM kullanılmıştır. YEM analizi öncesi hesaplanan aritmetik ortalama ve standart sapma değerlerine göre öğrencilerin akademik risk alma davranış puan ortalaması 3.791 ve standart sapması 0.819, tutum puan ortalaması 3.759 ve standart sapması .887, üstbilgi puan ortalaması 3.906 ve standart sapması .758'tir. Öğrencilerin MOARA düzeyleri ile matematiğe karşı tutum düzeyleri arasında pozitif yönde yüksek düzeyde anlamlı ilişki ($r=.812$, $p<.05$), MOARA düzeyleri ile matematiksel üstbilgi farkındalık düzeyleri arasında pozitif yönde yüksek düzeyde anlamlı ilişki ($r=.681$, $p<.05$), öğrencilerin matematiğe karşı tutum düzeyleri ile matematiksel üstbilgi farkındalık düzeyleri arasında pozitif yönde yüksek düzeyde anlamlı bir ilişki ($r=.697$, $p<.05$) olduğu belirlenmiştir (Cohen, 1988).

3.1. Birinci modele ilişkin bulgular

Araştırmanın kuramsal modeline dayalı olarak oluşturulan birinci modele ilişkin yapılan analiz sonucunda program, χ^2 değerini “0” (sıfır) ve serbestlik derecesini “1” (bir) olarak hesaplamıştır. Modelin doğrulanması için χ^2 değerinin sıfırdan farklı olması beklenmektedir (Bentler, 1992). Bu bağlamda kuramsal olarak önerilen modelin veriye uygun olmadığı söylenebilir. Araştırmada test edilen birinci model ve yapılan analize ilişkin standardize regresyon katsayıları ile regresyon katsayılarının anlamlılığına dair değerler Şekil 2’de ve Tablo 2’de ifade edilmiştir.

Şekil 2. Test edilen birinci modeldeki standardize yol katsayıları ve R^2 değerleri

Tablo 2.

Test Edilen Birinci Modele İlişkin Değerler

Değişkenler arasındaki ilişkiler			B	β	S.E.	C.R.(t)	p
tutum	<---	sınıfdüzeyi	-.128	-.117	.054	-2.381	.017*
tutum	<---	cinsiyet	-.140	-.078	.088	-1.600	.110
üstbilis	<---	sınıfdüzeyi	-.057	-.061	.033	-1.738	.082
üstbilis	<---	cinsiyet	-.153	-.101	.054	-2.866	.004*
üstbilis	<---	tutum	.583	.682	.030	19.291	***
akademik risk	<---	sınıfdüzeyi	-.017	-.017	.028	-.604	.546
akademik risk	<---	cinsiyet	-.026	-.016	.046	-.567	.571
akademik risk	<---	tutum	.605	.655	.036	16.888	***
akademik risk	<---	üstbilis	.237	.219	.042	5.583	***

$\chi^2=0.00$; $sd=1$ (* $p<.01$; *** $p=.000$)

Tablo 2’de görüldüğü gibi tutum ile akademik risk ($t=16.888$; $p=.000<.01$), üstbilis ile akademik risk ($t=5.583$; $p=.000<.01$), tutum ile üstbilis ($t=19.291$; $p=.000<.01$), cinsiyet ile üstbilis ($t=-2.866$; $p=.004<.01$) değişkenleri arasındaki yollar istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna karşılık cinsiyet ile akademik risk ($t=-.567$; $p=.571>.05$), sınıf düzeyi ile akademik risk ($t=-.604$; $p=.546>.05$), cinsiyet ile tutum ($t=-1.600$; $p=.110>.01$), tutum ile sınıf düzeyi ($t=-2.381$; $p=.017>.01$), üstbilis ile sınıf düzeyi ($t=-1.738$; $p=.082>.05$) değişkenleri arasındaki yolların istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmüştür. Bu bulgulara göre öncelikle reddedilecek hipotezin belirlenmesinde anlamsız yollara ilişkin p olasılık değerlerinin büyüklüğü incelenmiştir. Buna göre cinsiyet ile akademik risk alma arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamsız olduğunu gösteren p değeri ($p=.571$) diğerlerinden yüksek olduğu için araştırmanın üçüncü hipotezi (H3: Ortaokul öğrencilerinin cinsiyetleri, MOARA davranış düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.) reddedilerek analiz tekrarlanmıştır.

3.2. İkinci modele ilişkin bulgular

Test edilen ikinci modelde $\chi^2=0.321$, $sd=2$ olarak hesaplanmıştır. Analiz sonucu sınıf düzeyi ile akademik risk alma ($t=-.592$; $p=.554>.01$), sınıf düzeyi ile tutum ($t=-2.381$; $p=.017>.01$), cinsiyet ile tutum ($t=-1.600$; $p=.110>.01$), sınıf düzeyi ile üstbilis ($t=-1.738$; $p=.082>.01$) arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmüştür. Bu sonuçlara göre öncelikle reddedilecek hipotezin belirlenmesinde anlamsız yollara ilişkin p olasılık değeri incelenmiş ve sınıf düzeyi ile akademik risk almanın arasındaki yolun anlamsız olduğunu gösteren p değeri ($p=.554$) diğerlerinden yüksek olduğu için araştırmanın altıncı hipotezi (H6: Ortaokul öğrencilerinin sınıf düzeyleri, MOARA davranış düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.) reddedilerek analiz tekrarlanmıştır.

3.3. Üçüncü modele ilişkin bulgular

Test edilen üçüncü modelde $\chi^2=0.672$, $sd=3$ hesaplanmıştır. Analiz sonucunda cinsiyet ile tutum ($t=-1.600$; $p=.110>.01$), sınıf düzeyi ile tutum ($t=-2.381$; $p=.017>.01$), sınıf düzeyi ile üstbilis ($t=-1.738$; $p=.082>.01$) arasındaki yolların istatistiksel olarak anlamlı olmadığı bulgulanmıştır. Bu sonuçlara göre öncelikle reddedilecek

hipotezin belirlenmesinde anlamsız yollara ilişkin p olasılık değeri incelenmiş ve cinsiyet ile tutum arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamsız olduğunu gösteren p değeri ($p=.110$) diğerlerinden yüksek olduğu için araştırmanın birinci hipotezi (H1: Ortaokul öğrencilerinin cinsiyetleri, matematiğe karşı tutum düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.) reddedilerek analiz tekrarlanmıştır.

3.4. Dördüncü modele ilişkin bulgular

Test edilen dördüncü modelde $\chi^2=3.222$, $sd=4$ olarak hesaplanmıştır. Analiz sonucunda sınıf düzeyi ile üstbilis (t=-1.738; $p=.082>.01$), sınıf düzeyi ile tutum (t=-2.375; $p=.018>.01$) arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamlı olmadığı bulgulanmıştır. Bu sonuçlara göre öncelikle reddedilecek hipotezin belirlenmesinde anlamsız yollara ilişkin p olasılık değeri incelenmiş ve sınıf düzeyi ile üstbilis arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamsız olduğunu gösteren p değeri ($p=.082$) yüksek olduğu için araştırmanın beşinci hipotezi (H5: Ortaokul öğrencilerinin sınıf düzeyleri matematiksel üstbilisel farkındalık düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.) reddedilerek analiz tekrarlanmıştır.

3.5. Beşinci modele ilişkin bulgular

Test edilen beşinci modelde $\chi^2=6.232$, $sd=5$ olarak hesaplanmıştır. Analiz sonucunda sınıf düzeyi ile tutum (t=-2.375; $p=.018>.01$) arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamlı olmadığı bulgulanmıştır. Buna göre dördüncü hipotez (H4: Ortaokul öğrencilerinin sınıf düzeyleri matematiğe karşı tutum düzeyleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.) reddedilerek analiz tekrarlanmıştır.

3.6. Nihai modele ilişkin bulgular

p olasılık değerlerine göre sırasıyla H3, H6, H1, H5, H4 hipotezleri reddedilmiştir. Buna göre araştırmada kuramsal temelli dokuz hipotezden dördü kabul edilmiş beşi ise reddedilmiştir. Yapılan analize ilişkin standardize regresyon katsayıları ile regresyon katsayılarının anlamlılığına dair değerler Tablo 3'te ifade edilmiştir.

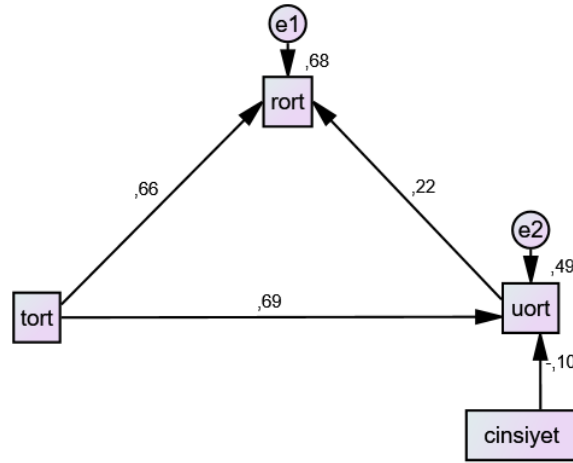
Tablo 3.

Nihai Modele İlişkin Standardize Regresyon Katsayıları ile Regresyon Katsayılarının Anlamlılığına Dair Değerler

Değişkenler arasındaki ilişkiler			B	β	S.E.	C.R.(t)	p
üstbilis	<---	cinsiyet	-.153	-.101	.054	-2.840	.005*
üstbilis	<---	tutum	.589	.693	.030	19.557	***
akademik risk	<---	tutum	.605	.656	.036	16.886	***
akademik risk	<---	üstbilis	.243	.223	.042	5.784	***

$\chi^2=2.826$; $sd=2$ (* $p<.01$; *** $p=.000$)

Tablo 3'te görüldüğü gibi tutum ile akademik risk (t=16.886; $p=.000<.01$), üstbilis ile akademik risk (t=5.784; $p=.000<.01$), tutum ile üstbilis (t=19.557; $p=.000<.01$) ve cinsiyet ile üstbilis (t=-2.840; $p=.005<.01$) arasındaki yollar istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca nihai modelin veriler ile uyumunu değerlendirmek için uyum iyiliği değerleri incelenmiştir (Hu & Bentler, 1999). YEM analizinde elde edilen uyum indeksi değerleri için $\chi^2/sd=1.413$, RMSEA=0.032, CFI= 0.999, TLI= 0.997, IFI=0.999, NFI= 0.996, RMR=0.017, SRMR=0.039, GFI=0.997, AGFI=0.983 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler uyum iyiliği değerlerinin iyi düzeyde olduğunu göstermektedir. Buna göre nihai modelin veriler ile iyi düzeyde uyum içerisinde olduğu söylenebilir. Diğer taraftan nihai modelin veriler ile uyumunun olması tek başına yeterli kabul edilmeyip değişkenler arasındaki doğrudan ve dolaylı etkilerin yönünün ve derecesinin açıklanması gerekmektedir. Bu araştırmada elde edilen nihai modeldeki standardize yol katsayıları ve R^2 değerleri Şekil 3'te ve model için hesaplanan standardize edilmiş doğrudan, dolaylı ve toplam etki katsayıları Tablo 4'te sunulmuştur.

Şekil 3. Nihai modeldeki standardize yol katsayıları ve R² değerleri**Tablo 4.**

Nihai Modele İlişkin Standardize Regresyon Katsayıları ile Regresyon Katsayılarının Anlamlılığına Dair Değerler

	Üstbilis			Akademik risk		
	Doğrudan	Dolaylı	Toplam	Doğrudan	Dolaylı	Toplam
Cinsiyet	-.101		-.101		-.022	-.022
Tutum	.693		.693	.656	.155	.811
Üstbilis				.223		.223

$p < .01$

Şekil 3 ve Tablo 4 birlikte incelendiğinde cinsiyet ve tutum değişkenlerinin üstbilis değişkeni üzerinde doğrudan etkilerle varyansın toplamda %49'unu açıkladığı görülmektedir. Standardize edilmiş yol katsayıları incelendiğinde tutum için hesaplanan $\beta = .693$ değerinin büyük bir etkiye işaret ettiği ve varyansın %48'inin [$R^2 = (.693)^2$] tutum değişkeni tarafından açıklandığı belirlenmiştir. Öte yandan cinsiyet değişkeninin üstbilis değişkeni üzerindeki etkisi küçük düzeyde ($\beta = -.101$) olup üstbilisteki varyansın yalnızca %1'ini [$R^2 = (-.101)^2$] açıklamaktadır. Akademik risk alma davranışı üzerinde ise cinsiyet değişkeninin dolaylı, tutum değişkeninin hem doğrudan hem dolaylı ve üstbilis değişkeninin doğrudan etkisi olduğu görülmektedir. Bahsedilen değişkenler doğrudan ve dolaylı etkilerle akademik risk alma değişkenine ilişkin varyansın toplamda %68'ini açıklamaktadır. Söz konusu değişkenlerin akademik risk alma değişkeni üzerinde büyük bir etkiye sahip olduğu söylenebilir. Standardize yol katsayıları cinsiyetin dolaylı etkisinin çok küçük düzeyde ($\beta = -.022$), tutumun toplam etkisinin ($\beta = .811$) pozitif yönde büyük düzeyde, üstbilisin doğrudan etkisinin ($\beta = .223$) pozitif yönde orta düzeyde olduğunu göstermiştir.

4. TARTIŞMA ve SONUÇ

Bu araştırmanın amacı, ortaokul öğrencilerinin cinsiyetleri, sınıf düzeyleri, matematiğe karşı tutum ve matematiksel üstbilisel farkındalık düzeylerinin birbiri üzerindeki ve akademik risk alma düzeyi üzerindeki yordayıcı etkilerini belirlemektir. Araştırma hipotezleri YEM analizi ile çözümlenmiştir. Araştırmanın hipotezlerine ilişkin elde edilen sonuçlar aşağıda sunulmuştur.

Araştırmada yapılan analizler sonucunda birinci hipotez (H1) reddedilmiştir. Birinci hipotezin reddedilmesi cinsiyet ile matematiğe karşı tutum düzeyi arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamlı olmadığını göstermektedir. Bu bulgu cinsiyetin matematiğe karşı tutum düzeyinin anlamlı bir yordayıcısı olmadığı şeklinde ifade edilebilir. H1 hipotezine ilişkin elde edilen sonuç alanyazında ortaokul öğrencilerinin matematiğe karşı tutumlarının cinsiyete göre farklılaşmadığını belirleyen çalışma sonuçlarıyla paralellik göstermektedir (Adebule & Aborisade, 2014; Birgin & Demirkan, 2017; Karaduman, 2019; Mata vd., 2012; Mohamed & Razak, 2018; Shashaani, 1995; Şimşek vd., 2017). Benzer şekilde Farooq ve Shah (2008) 10. sınıf öğrencileriyle gerçekleştirdiği çalışmada cinsiyetin matematiğe karşı tutuma etki eden bir faktör olmadığını belirlemiştir. Buna karşın bu çalışmadan elde edilen sonuç Saha'nın (2007) ortaokul öğrencilerinin matematiğe karşı tutum puanlarında erkeklerin lehine farklılık olduğunu gösteren çalışma sonucuyla çelişmektedir.

Araştırmada ikinci hipotez (H2) kabul edilmiştir. İkinci hipotezin kabul edilmesi cinsiyet ile matematiksel üstbilisel farkındalık düzeyi arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Ancak analiz

sonuçları cinsiyetin üstbilîşe ilişkin varyanstaki değişimin %1'ini açıkladığını göstermiştir. Bu bulgu cinsiyetin üstbilîşsel farkındalık düzeyi üzerindeki etkisinin anlamlı, ancak küçük düzeyde olduğu şeklinde yorumlanabilir (Kline, 2015). Alanyazında ortaokul öğrencilerinin cinsiyetleri ile üstbilîşsel farkındalık düzeyleri arasında istatistiksel olarak anlamlı farklılıklar olduğunu belirleyen çalışma sonuçları bulunmaktadır (Liliana & Lavinia, 2011; Oğuz & Kalender, 2018; Saha, 2007). Buna karşılık cinsiyetin üstbilîşsel farkındalık düzeyi üzerinde anlamlı etkisinin olmadığını tespit eden çalışmalar da bulunmaktadır (Eke, 2019; Jaleel, 2016; Sevgi & Orman, 2020; Siswati & Corebima, 2017).

Araştırmada yapılan analizler sonucunda üçüncü hipotez (H3) reddedilmiştir. Üçüncü hipotezin reddedilmesi cinsiyet ile MOARA arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamlı olmadığını göstermektedir. Bu bulgu cinsiyetin MOARA'nın anlamlı bir yordayıcısı olmadığı şeklinde ifade edilebilir. Benzer şekilde Avcı ve Özenir (2016), Bozpolat ve Koç (2016), Clifford vd. (1989) ve Eke (2019) çalışmalarında ortaokul öğrencilerinin matematik odaklı akademik risk alma düzeylerinin cinsiyetlerine göre farklılaşmadığını belirlemiştir. Buna karşın Açıkgül ve Şahin (2019), Atkins vd. (1991) ve Ramos ve Lambating (1996) risk alma davranışında cinsiyet değişkeni açısından farklılıklar olduğunu tespit etmiştir.

Araştırmada dördüncü hipotez (H4) reddedilmiştir. Dördüncü hipotezin reddedilmesi sınıf düzeyi ile matematiğe karşı tutum düzeyi arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamsız olduğunu göstermektedir. Bu bulgu sınıf düzeyinin matematiğe karşı tutum düzeyinin anlamlı bir yordayıcısı olmadığı şeklinde ifade edilebilir. H4 hipotezine ilişkin elde edilen sonuç, alanyazında öğrencilerin sınıf düzeylerinin matematiğe yönelik tutumlarına istatistiksel olarak anlamlı düzeyde etki ettiğini tespit eden çalışma sonuçlarıyla çelişmektedir (Birgin & Demirkan, 2017; Karaduman, 2019; Mata vd., 2012; Şimşek vd., 2017; Tan, 2015; Utsumi & Mendes, 2000).

Araştırmada yapılan analizler sonucunda beşinci hipotez (H5) reddedilmiştir. Beşinci hipotezin reddedilmesi sınıf düzeyi ile matematiksel üstbilîşsel farkındalık düzeyi arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamlı olmadığını göstermektedir. Bu bulgu sınıf düzeyinin matematiksel üstbilîşsel farkındalık düzeyinin anlamlı bir yordayıcısı olmadığı şeklinde ifade edilebilir. Benzer şekilde Baş vd. (2016) çalışmasında sınıf düzeyi ile matematiksel üstbilîşsel farkındalık düzeyi arasında istatistiksel olarak anlamlı farklılık bulamamıştır. Tuncer ve Bahadır'ın (2017) çalışmalarında da öğrencilerin sınıf düzeyleri ile üstbilîşsel düşünme becerileri arasında anlamlı bir fark bulunamamıştır. Buna karşın çalışmadan elde edilen sonuç, alanyazında sınıf düzeyi ile üstbilîşsel farkındalık düzeyi arasında istatistiksel olarak anlamlı farklılıklar olduğunu belirleyen çalışma sonuçlarını desteklememektedir (Oğuz & Kalender, 2018; Siswati & Corebima, 2017).

Araştırmada altıncı hipotez (H6) reddedilmiştir. Altıncı hipotezin reddedilmesi sınıf düzeyi ile MOARA arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamlı olmadığını göstermektedir. Bu bulgu sınıf düzeyinin MOARA'nın anlamlı bir yordayıcısı olmadığı şeklinde ifade edilebilir. H6 hipotezine ilişkin elde edilen sonuç Atkins vd. (1991), Avcı ve Özenir (2016), Clifford vd. (1989), Eke (2019) ve Açıkgül ve Şahin'in (2019) çalışmalarında ortaokul öğrencilerinin MOARA davranış düzeylerinin sınıf düzeyi değişkeni açısından farklılaştığına dair elde ettikleri sonuçlarla çelişmektedir.

Araştırmada yapılan analizler sonucunda yedinci hipotez (H7) kabul edilmiştir. Yedinci hipotezin kabul edilmesi matematiğe karşı tutum düzeyi ile matematiksel üstbilîşsel farkındalık düzeyi arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Buna göre matematiğe karşı tutum düzeyinin matematiksel üstbilîşsel farkındalık düzeyinin anlamlı bir yordayıcısı olduğu ifade edilebilir. Bu sonuç matematiğe karşı tutum ile üstbilîşsel stratejilerini kullanma farkındalığı arasında anlamlı ilişki olduğunu tespit eden çalışma sonuçlarını desteklemektedir (Ariyati & Royanto, 2017; Izadi vd., 2018; Sevgi & Orman, 2020). Diğer taraftan Ajisuksmo ve Saputri (2017) lise öğrencileriyle gerçekleştirdikleri çalışmalarında öğrencilerin matematiğe karşı tutumları ile üstbilîşsel farkındalıkları arasında anlamlı ilişki olmadığını belirlemiştir.

Araştırmada sekizinci hipotez (H8) kabul edilmiştir. Sekizinci hipotezin kabul edilmesi matematiğe karşı tutum düzeyi ile MOARA davranış düzeyi arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu bulgu matematiğe karşı tutum düzeylerinin MOARA davranış düzeylerinin anlamlı bir yordayıcısı olduğu şeklinde ifade edilebilir. Araştırmanın sonucu Açıkgül ve Şahin'in (2019) öğrencilerin matematiğe yönelik tutum puanlarının, akademik risk alma davranışına ilişkin algı puanlarının anlamlı yordayıcısı olduğunu tespit ettiği çalışma sonucunu desteklemektedir. Benzer şekilde çalışmalarında fen akademik risk alma davranışını araştıran Beghetto (2009) ve Deveci ve Aydın (2018) ortaokul öğrencilerinin akademik risk alma eğilimleri ve fen ile ilgili tutumları arasında anlamlı ilişkiler olduğunu tespit etmiştir.

Araştırmada yapılan analizler sonucunda dokuzuncu hipotez (H9) kabul edilmiştir. Dokuzuncu hipotezin kabul edilmesi matematiksel üstbilîşsel farkındalık düzeyi ile MOARA davranış düzeyi arasındaki yolun istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu bulgu matematiksel üstbilîşsel farkındalık düzeyinin MOARA davranış düzeyinin anlamlı bir yordayıcısı olduğu şeklinde ifade edilebilir. Benzer şekilde Açıkgül ve Şahin (2019) öğrencilerin matematiksel üstbilîşsel farkındalık puanlarının akademik risk alma davranışına ilişkin algı puanlarının anlamlı yordayıcısı olduğunu belirlemiştir. Ayrıca Eke'nin (2019) çalışmasında akademik risk alma

ve üstbilişsel farkındalık arasında anlamlı bir ilişki olduğuna dair elde edilen sonuçlar da bu çalışmada elde edilen sonuç ile paralellik göstermektedir.

Nihai modelde cinsiyet ve tutum değişkenleri üstbiliş değişkenindeki varyansın yaklaşık yarısını (%49) açıklamaktadır. Açıklanan varyansın neredeyse tamamına yakınının (%48) tutum değişkeni tarafından sağlandığı belirlenirken cinsiyetin üstbilişteki varyansa katkısının ise küçük düzeyde (%1) olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Akademik risk alma değişkeni üzerindeki etkiler incelendiğinde ise cinsiyetin dolaylı, tutumun doğrudan ve dolaylı, üstbilişin doğrudan etkileri ile varyansın %68'inin açıklandığı belirlenmiştir. Standardize yol katsayıları akademik risk alma değişkenine ilişkin varyansa en büyük katkıyı tutum değişkeninin yaptığını göstermiştir. Üstbiliş değişkeninin akademik risk alma değişkeni üzerinde orta düzeyde bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. Cinsiyetin risk alma davranışı üzerindeki dolaylı etkisi ise çok küçük düzeydedir. Benzer şekilde Açıkgül ve Şahin (2019) ortaokul öğrencilerinin matematiğe yönelik tutum ve matematiksel üstbilişsel farkındalık puanlarının akademik risk alma davranışı üzerindeki etkisini çoklu doğrusal regresyon analizi ile inceledikleri araştırmalarında tutum değişkeninin ($\beta = .604$) katkısının üstbiliş değişkeninin ($\beta = .269$) katkısından daha fazla olduğunu belirlemiştir. Ayrıca Açıkgül ve Şahin'in (2019) çalışmalarında matematiğe karşı tutum ve üstbilişsel farkındalık puanlarının MOARA puanlarının yaklaşık %65'ini açıkladığı belirlenmiştir.

5. ARAŞTIRMANIN SINIRLILIKLARI VE ÖNERİLER

Bu araştırmanın bazı sınırlılıkları bulunmaktadır. Araştırmada sınırlı sayıda değişkenin (cinsiyet, sınıf düzeyi, tutum, üstbiliş) akademik risk alma davranışını yordama durumu incelenmiştir. Sonuçta da akademik risk alma davranışındaki varyansın %68'inin cinsiyet, tutum ve üstbiliş değişkenleri tarafından doğrudan ve/veya dolaylı olarak açıklandığı belirlenmiştir. Akademik risk alma davranışına ilişkin varyansın %32'si ise bu çalışmada incelenen değişkenlerle açıklanamamıştır. Bu bağlamda açıklanamayan varyansa ilişkin kanıt elde edilebilmek amacıyla bu çalışmadaki değişkenlere ek olarak kuramsal olarak desteklenen farklı değişkenlerin akademik risk alma davranışını yordama durumu araştırılabilir. Ayrıca bu araştırmanın katılımcıları evrenden uygun örnekleme yöntemi kullanılarak seçilmiştir. Bu nedenle araştırma sonuçları evrendeki tüm ortaokul öğrencilerine genellenememektedir. Buna göre bu araştırmanın evreni temsil etme gücüne sahip bir örnekleme yapılması önerilmektedir. Bu araştırmanın verileri Likert tipinde ölçeklerle toplandığından araştırmada elde edilen bulgular öğrencilerin akademik risk alma davranışlarını göstermek yerine algılarını yansıtmaktadır. Yapılacak gözlemlerle öğrencilerin gerçek akademik risk alma davranışı belirlenebilir ve bu araştırmanın değişkenlerinin öğrencilerin akademik risk alma davranışları üzerindeki yordayıcı etkileri araştırılabilir.

KAYNAKÇA

- Açıkgül, K. & Şahin, K. (2019). Ortaokul öğrencilerinin matematik odaklı akademik risk alma davranışlarına ilişkin algılarının cinsiyet, sınıf düzeyi, üstbiliş ve tutum değişkenleri açısından incelenmesi. *Adıyaman Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 32, 1-30. <https://doi.org/10.14520/adyusbd.558120>
- Akbaba, S. (2006). Eğitimde motivasyon. *Atatürk Üniversitesi Kazım Karabekir Eğitim Fakültesi Dergisi*, 13, 343-361.
- Adebule, S. O., & Aborisade, O. J. (2014). Gender comparison of attitude of senior secondary school students towards mathematics in Ekiti state, Nigeria. *European Scientific Journal*, 10(19), 153-160.
- Ajisukmo, C. R., & Saputri, G. R. (2017). The influence of attitudes towards mathematics, and metacognitive awareness on mathematics achievements. *Creative Education*, 8, 486-497. <https://doi.org/10.4236/ce.2017.83037>
- Ariyati, A., & Royanto, L. R. M. (2017, September 24-25). *Relationship between attitude toward mathematics and metacognitive strategy in completing mathematic word problem among 3rd elementary student* [Paper presentation]. Universitas Indonesia International Psychology Symposium for Undergraduate Research (UIPSUR 2017). <https://doi.org/10.2991/uipsur-17.2018.11>
- Atkins, W. J., Leder, G. C., O'Halloran, P. J., Pollard, G. H., & Taylor, P. (1991). Measuring risk-taking. *Educational Studies in Mathematics*, 22(3), 297-308. <https://doi.org/10.1007/BF00368343>
- Avcı, E. & Özenir, Ö. S. (2016). Ortaokul öğrencilerinin matematik odaklı akademik risk alma davranışlarının bazı değişkenlere göre incelenmesi. *Türk Bilgisayar ve Matematik Eğitimi Dergisi*, 7(2), 304-320. <https://doi.org/10.16949/turcomat.89917>
- Awofala, A. (2014). Examining personalisation of instruction, attitudes toward and achievement in mathematics word problems among Nigerian senior secondary school students. *International Journal of Education in Mathematics Science and Technology*, 2(4), 273-288.
- Baltacı, A. (2018). Okul yöneticilerinin üst-bilişsel farkındalık düzeyleri. *Trakya Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 8(4), 840-854.
- Baş, S. (2012). *Kişilik, motivasyon, akademik risk alma ve üstbilişin matematik alanında yaratıcı yeteneğe katkısı* (Tez No. 318944) [Doktora tezi, Orta Doğu Teknik Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Tez Merkezi.
- Baş, F., Sağırlı, M. Ö. & Bekdemir, M. (2016). Ortaokul matematik öğretmen adaylarının üstbiliş farkındalıkları, problem çözmeye yönelik inançları. *Eğitimde Kuram ve Uygulama*, 12(2), 464-482.
- Beghetto, R. A. (2009). Correlates of intellectual risk-taking in elementary school science. *Journal of Research in Science Teaching*, 46(2), 210-223. <https://doi.org/10.1002/tea.20270>
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112(3), 400-404. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.3.400>
- Bentler, P. M. (2006). *EQS 6 structural equations program manual*. Multivariate Software.
- Birgin, O. & Demirkan, H. (2017). Yatılı bölge ortaokulu öğrencilerinin matematiğe yönelik tutumlarının bazı değişkenler bakımından incelenmesi. *E-Uluslararası Eğitim Araştırmaları Dergisi*, 8(2), 1-15.
- Bozkurt, S. (2012). *İlköğretim ikinci kademe öğrencilerinde sınav kaygısı, matematik kaygısı, genel başarı ve matematik başarısı arasındaki ilişkilerin incelenmesi* (Tez No. 314728) [Yüksek lisans tezi, İstanbul Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Tez Merkezi.
- Bozpolat, E. & Koç, D. H. (2016). Matematik öğretiminin öğretim yöntemleri ve ölçme-değerlendirme boyutunda değerlendirilmesi. *Electronic Turkish Studies*, 11(14), 101-122. <https://doi.org/10.7827/TurkishStudies.9863>
- Byrne, B. M. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *International Journal of Testing*, 1(1), 55-86. https://doi.org/10.1207/S15327574IJT0101_4
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge.
- Byrnes, J. P., Miller, D. C., & Schafer, W. D. (1999). Gender differences in risk-taking: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 125(3), 367-383. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.3.367>
- Clara, I. P., Cox, B. J., & Enns, M. W. (2001). Confirmatory factor analysis of the Depression-Anxiety-Stress Scales in depressed and anxious patients. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 23(1), 61-67. <https://doi.org/10.1023/A:1011095624717>
- Clifford, M. M., Lan, W. Y., Chou, F. C., & Qi, Y. (1989). Academic risk-taking: Developmental and cross-cultural observations. *The Journal of Experimental Education*, 57(4), 321-338. <https://doi.org/10.1080/00220973.1989.10806514>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Erlbaum.
- Creswell, J. W. (2012). *Educational research: Planning, conducting, and evaluating* (4th ed.). Pearson Education.
- Çakır, E. & Yaman, S. (2016). Ortaokul öğrencilerinin zihinsel risk alma becerileri ve üstbilişsel farkındalıkları ile akademik başarıları arasındaki ilişki. *Gazi Eğitim Bilimleri Dergisi*, 1(2), 163-178.

- Çetin, B., İlhan, M. & Yılmaz, F. (2014). Olumsuz değerlendirilme korkusu ve akademik risk alma arasındaki ilişkinin kanonik korelasyonla incelenmesi. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, 14(1), 135-158. <https://doi.org/10.12738/estp.2014.1.1616>
- Çiftçi, S. (2006). *Sosyal bilgiler öğretiminde proje tabanlı öğrenmenin öğrencilerin akademik risk alma düzeylerine, problem çözme becerilerine, erişimlerine kalıcılığa ve tutumlarına etkisi* (Tez No. 189321) [Doktora tezi, Selçuk Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Tez Merkezi.
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G. & Büyüköztürk, Ş. (2010). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve LISREL uygulamaları* (1.baskı). Pegem Akademi.
- Dachner, A. M., Miguel, R. F., & Patena, R. A. (2017). Risky business: Understanding student intellectual risk-taking in management education. *Journal of Management Education*, 41(3), 415-443. <https://doi.org/10.1177/1052562917695775>
- Deniz, N. (2011). *Liseye devam eden ergenlerin risk alma davranışları ile mükemmeliyetçilik düzeyleri arasındaki ilişki* (Tez No. 294152) [Yüksek lisans tezi, Selçuk Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Tez Merkezi.
- Deniz, D., Küçük, B., Cansız, Ş., Akgün, L. & İşleyen, T. (2014). Ortaöğretim matematik öğretmeni adaylarının üstbilgi farkındalıklarının bazı değişkenler açısından incelenmesi. *Kastamonu Eğitim Dergisi*, 22(1), 305-320.
- Deveci, İ., & Aydın, F. (2018). Relationship between students' tendencies toward academic risk-taking and their attitudes to science. *Issues in Educational Research*, 28(3), 560-577.
- Doğan, A. (2013). Üstbilgi ve üstbilgiye dayalı öğretim. *Middle Eastern & African Journal of Educational Research*, 3, 6-20.
- Eke, Z. N. (2019). *Ortaokul öğrencilerinin matematik odaklı risk alma davranışlarının, üstbilgi farkındalık düzeyleri ve matematik başarısı ile ilişkisinin incelenmesi* (Tez No. 565755) [Yüksek lisans tezi, Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Tez Merkezi.
- Farooq, M. S., & Shah, S. Z. U. (2008). Students' attitude towards mathematics. *Pakistan Economic and Social Review*, 46(1), 75-83.
- Fraenkel, J. R., Wallen, N. E., & Hyun, H. H. (2012). *How to design and evaluate research in education*. McGraw Hall.
- Field, A. (2005). *Discovering statistics using SPSS* (2nd ed.). Sage.
- Garver, M. S., & Mentzer, J. T. (1999). Logistics research methods: Employing structural equation modeling to test for construct validity. *Journal of Business Logistics*, 20(1), 33-57.
- Gezer, M., İlhan, M. & Şahin, İ. F. (2014). Sosyal bilgiler odaklı akademik risk alma ölçeğinin (SOARAÖ) geliştirilmesi: Geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Kalem Uluslararası Eğitim ve İnsan Bilimleri Dergisi*, 4(1), 125-164. <https://doi.org/10.23863/kalem.2017.34>
- Gourgey, A. F. (1998). Metacognition in basic skills instruction. *Instructional Science*, 26(1-2), 81-96. <https://doi.org/10.1023/A:1003092414893>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson Education Limited.
- 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. <https://doi.org/10.21427/D7CF7R>
- 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>
- Işık, A., Çiltaş, A. & Bekdemir, M. (2008). Matematik eğitiminin gerekliliği ve önemi. *Atatürk Üniversitesi Kazım Karabekir Eğitim Fakültesi Dergisi*, 17, 174-184.
- Izadi, S., Hadipour, M., & Ahmadabadi, N. M. (2018). Explaining the attitude towards Mathematics in students on the basis of goal adjustment strategies and metacognitive beliefs. *Creative Education*, 9(7), 1042-1053. <https://doi.org/10.4236/ce.2018.97077>
- İlhan, M. & Çetin, B. (2013). Ortaokul öğrencilerinin MOARA davranışları: Bir ölçek geliştirme çalışması. *E-uluslararası Eğitim Araştırmaları Dergisi*, 4(2), 1-28.
- Jaleel, S. (2016). A study on the metacognitive awareness of secondary school students. *Universal Journal of Educational Research*, 4(1), 165-172. <https://doi.org/10.13189/ujer.2016.040121>
- Jöreskog, K. G. (1999). Formulas for skewness and kurtosis. *Scientific Software International*, <http://www.stat.rice.edu/~dobelman/courses/kurtosis.skew.joreskog.pdf>
- Kahramanoğlu, R. & Deniz, T. (2017). Ortaokul öğrencilerinin üstbilgi becerileri, matematik özyeterlikleri ve matematik başarısı arasındaki ilişkinin incelenmesi. *İnönü Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 18(3), 189-200. <https://doi.org/10.17679/inuefd.334285>
- Kaplan, A. & Duran, M. (2016). Ortaokul öğrencilerine yönelik matematiksel üstbilgi farkındalık ölçeği: Geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Atatürk Üniversitesi Kazım Karabekir Eğitim Fakültesi Dergisi*, 32, 1-17.

- Karaduman, B. (2019). *Ortaokul 6., 7. ve 8. sınıf öğrencilerinin orantısız akıl yürütme becerilerini ve matematik dersine yönelik tutumlarının bazı değişkenler açısından incelenmesi: cinsiyet ve sınıf düzeyi perspektifi* (Tez No. 534992) [Yüksek lisans tezi, Başkent Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Tez Merkezi.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford publications.
- Korkmaz, H. B. (2002). *Fen eğitiminde proje tabanlı öğrenmenin yaratıcı düşünme, problem çözme ve akademik risk alma düzeylerine etkisi* (Tez No. 113511) [Doktora tezi, Hacettepe Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Tez Merkezi.
- Liliana, C., & Lavinia, H. (2011). Gender differences in metacognitive skills. A study of the 8th grade pupils in Romania. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 29, 396-401. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.11.255>
- Mahanta, S., & Islam, M. (2012). Attitude of secondary students towards mathematics and its relationship to achievement in mathematics. *International Journal of Computer Technology and Applications*, 3(2), 713-715.
- Mata, M. D. L., Monteiro, V., & Peixoto, F. (2012). Attitudes towards mathematics: Effects of individual, motivational, and social support factors. *Child Development Research*, 2012, 1-10. <https://doi.org/10.1155/2012/876028>
- Millî Eğitim Bakanlığı (2018). *Matematik dersi öğretim programı*. <http://mufredat.meb.gov.tr>
- Mevarech, Z., & Fridkin, S. (2006). The effects of IMPROVE on mathematical knowledge, mathematical reasoning and meta-cognition. *Metacognition and Learning*, 1(1), 85-97. <https://doi.org/10.1007/s11409-006-6584-x>
- Mohamed, A. N., & Razak, F. A. (2018, February 6-8). *Effects of gender and school type on attitudes towards mathematics* [Paper presentation]. 3rd International Conference on Mathematical Sciences and Statistics. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1132/1/012038>
- Moenikia, M., & Zahed-Babelan, A. (2010). A study of simple and multiple relations between mathematics attitude, academic motivation and intelligence quotient with mathematics achievement. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2(2), 1537-1542. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2010.03.231>
- Neihart, M. (1999). Systematic risk-taking. *Roeper Review*, 21(4), 289-292. <https://doi.org/10.1080/02783199909553977>
- Oğuz, A. & Kalender, D. K. (2018). Ortaokul öğrencilerinin üstbilişsel farkındalıkları ile öz yeterlik algıları arasındaki ilişki. *Eğitimde Kuram ve Uygulama*, 14(2), 170-186. <https://doi.org/10.17244/eku.319267>
- Önal, N. (2013). Ortaokul öğrencilerinin matematik tutumlarına yönelik ölçek geliştirme çalışması. *İlköğretim Online*, 12(4), 938-948.
- Peker, M. & Mirasyedioğlu, Ş. (2003). Lise 2. sınıf öğrencilerinin matematik dersine yönelik tutumları ve başarıları arasındaki ilişki. *Pamukkale Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 14(14), 157-166.
- Ramos, I., & Lambating, J. (1996). Gender differences in risk-taking behavior and their relationship to mathematics performance. *School Science and Mathematics*, 96(4), 202-207. <https://doi.org/10.1111/j.1949-8594.1996.tb10225.x>
- Rebhorn, L. S. (2001). *A study of the relationship between cognitive ability and risk-taking tendency in college students enrolled in education courses* [Unpublished doctoral dissertation]. University of Saint Louis University.
- Robinson, L. E. (2012). *Academic risk-taking in an online environment* [Unpublished doctoral dissertation]. University of Connecticut.
- Saha, S. (2007). Study of academic achievements in mathematics in relation to cognitive style and attitude towards mathematics. *Journal of Indian Education*, 33(1), 90-95.
- 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.
- Sevgi, S., & Orman, F. (2020). An investigation, based on some variables, into the attitudes of secondary school students towards mathematics and metacognitive skills. *Elementary Education Online*, 19(1), 183-197. <https://doi.org/10.17051/ilkonline.2020.649375>
- Shah, R., & Goldstein, S. M. (2006). Use of structural equation modeling in operations management research: Looking back and forward. *Journal of Operations Management*, 24(2), 148-169. <https://doi.org/10.1016/j.jom.2005.05.001>
- Shashaani, L. (1995). Gender differences in mathematics experience and attitude and their relation to computer attitude. *Educational Technology*, 35(3), 32-38.
- Shook, C. L., Ketchen, D. J., Hult, G. T. M., & Kacmar, K. M. (2004). An assessment of the use of structural equation modeling in strategic management research. *Strategic Management Journal*, 25(4), 397-404. <https://doi.org/10.1002/smj.385>
- Sipahi, B., Yurtkoru, E. S. & Çinko, M. (2010). *Sosyal bilimlerde SPSS'le veri analizi*. Beta Yayıncılık.

- Siswati, B. H., & Corebima, A. D. (2017). The effect of education level and gender on students' metacognitive skills in Malang, Indonesia. *Advances in Social Sciences Research Journal*, 4(4), 163-169. <https://doi.org/10.14738/assrj.44.2813>
- Skaar, N. R. (2009). *Development of the adolescent exploratory and risk behavior rating scale* [Unpublished doctoral dissertation]. University of Minnesota.
- Strum, I. S. (1971). *The relationship of creativity and academic risk-taking among fifth graders: Final report*. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED046212.pdf>
- Şimşek, H., Şahinkaya, N., & Aytekin, C. (2017). Investigation of the anxieties and attitudes of elementary school students towards mathematics with various variables. *Necatibey Faculty of Education Electronic Journal of Science & Mathematics Education*, 11(2), 82-108.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Sage Publications.
- Tan, M. N. (2015). *Ortaokul öğrencilerinin matematik kaygısı, öğrenilmiş çaresizlik ve matematiğe yönelik tutum düzeyleri arasındaki ilişkilerin incelenmesi* (Tez No. 407580) [Doktora tezi, Necmettin Erbakan Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Tez Merkezi.
- Tay, B., Özkan, D., & Tay, B. A. (2009). The effect of academic risk-taking levels on the problem solving ability of gifted students. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 1(1), 1099-1104. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2009.01.198>
- Trimpop, R. M. (1994). *The psychology of risk-taking behavior*. Elsevier.
- Tuncer, M. & Bahadır, F. (2017). Öğretmen adaylarının üstbiliş düşünme becerileri algıları ve başarı yönelimlerine yönelik tutumlarının çeşitli değişkenlere göre değerlendirilmesi. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 1326-1343.
- Utsumi, M. C., & Mendes, C. R. (2000). Researching the attitudes towards mathematics in basic education. *Educational Psychology*, 20(2), 237-243. <https://doi.org/10.1080/713663712>
- Yaman, S. & Köksal, M. S. (2014). Fen öğrenmede zihinsel risk alma ve yordayıcılarına ilişkin algı ölçeği Türkçe formunun uyarlanması: Geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Türk Fen Eğitimi Dergisi*, 11(3), 119-142. <https://doi.org/10.12973/tused.10122a>
- Yücel, Z., & Koç, M. (2011). The relationship between the prediction level of elementary school students' math achievement by their math attitudes and gender. *Elementary Education Online*, 10(1), 133-143.

EXTENDED ABSTRACT

1. INTRODUCTION

In recent years, advances in science and technology have required various changes in the field of education. With these changes, the risk-taking behavior of individuals in the education process is an important issue (Korkmaz, 2002). Risk-taking is defined as the possibility of an individual doing what he or she is thinking (Rebhorn, 2001). Academic risk-taking is the desire to be able to express thoughts that the student is not sure of, to ask questions, to obtain new information, and to find different solutions (Beghetto, 2009). Korkmaz (2002) defines academic risk-taking behavior as the courage and determination of students in difficult situations. Students with a high level of academic risk-taking are insistent on difficult tasks, do not cause problems for the teacher in the management in the classroom, want to learn the knowledge in-depth, have good ideas towards the school (Akbaba, 2006). Students who have a low academic risk-taking level are reluctant to learn and get bored in class (Çiftçi, 2006). Also, these students give up quickly, they have self-confidence deficiencies (Bozkurt, 2012). Risk-taking appears in different subject areas. This enabled risk-taking to be grouped under various headings. Korkmaz (2002), categorized risk-taking under five main headings: traffic, sexuality, substance use, dangerous sports, and academic risk-taking. Although there are various classifications related to risk-taking, it is mentioned as academic risk-taking in education (Yaman & Köksal, 2014). Academic risk-taking is one's preference for challenging academic tasks and unconventional extra-curricular activities (Skaar, 2009). Academic risk-taking behavior is affected by the cognitive, physical, affective, and psychosocial characteristics of the individual, and these effects may cause the academic risk-taking behavior to increase, remain stable or decrease. Thus it is important to examine the factors that affect risk-taking behavior in order to improve the risk-taking behavior of students. The study aims to determine the effects of secondary school students' gender, grade levels, attitude toward mathematics level, and mathematical metacognition awareness level on each other and mathematics-oriented academic risk-taking behaviors. This research was carried out using a correlational research model. Research hypotheses are presented below:

Hypothesis:

- H1. Gender has significant effect on attitude towards mathematics level.
- H2. Gender has significant effect on mathematical metacognition awareness level.
- H3. Gender has significant effect on mathematics-oriented academic risk-taking level.
- H4. Grade level has significant effect on attitude towards mathematics level.
- H5. Grade level has significant effect on mathematical metacognition awareness level.
- H6. Grade level has significant effect on mathematics-oriented academic risk-taking level.
- H7. The attitude towards mathematics has significant effect on mathematical metacognition awareness level.
- H8. The attitude towards mathematics has significant effect on mathematics-oriented academic risk-taking level.
- H9. The mathematical metacognition awareness has significant effect on mathematics-oriented academic risk-taking level.

2. METHOD

This research was carried out using a correlational research model. Correlational research is used to measure the degree of relationship between two or more variables (Creswell, 2012). Structural Equation Modeling, which is one of the analysis methods used in correlational research, was used to determine the relationships between variables in the research. The sample of the study comprised 895 secondary school (6th, 7th, and 8th grade) students who are selected by using a convenience sampling method. The convenience sampling method is described as the process of selecting the sample from a suitable and accessible group of individuals. In this research, taking the advantages of saving time and being easily accessible, the convenience sampling method was used while determining the sample. At the beginning of the study, the scope of the study was explained to the students and volunteer students were included. In the research, mathematical metacognition awareness scale, attitude towards mathematics scale, and mathematics-oriented academic risk-taking scale were used as data collection tools. The data obtained in the research using the correlational research model was analyzed by Structural Equation Modeling. In this research, SEM was carried out in two stages as a measurement model and a structural model. Exploratory and confirmatory factor analyzes were performed, respectively, in order to obtain one-dimensional structures of measurement tools in the measurement model. The structural model was tested using SEM on the AMOS program.

3. FINDINGS, DISCUSSION AND RESULTS

As a result of SEM analysis, 4 (H2, H7, H8, H9) of 9 hypotheses developed based on theoretical information within the scope of the research were accepted and 5 of them were rejected. As a result of the research, it is observed that there are direct and indirect relations between gender, attitude towards mathematics level, mathematical metacognition awareness level, and mathematics-oriented academic risk-taking level. It has been seen that the gender variable affects the mathematical metacognition awareness level directly, the mathematics-oriented academic risk-taking level indirectly. While the academic risk-taking level affects the mathematical metacognition awareness level directly, it affects the mathematics-oriented academic risk-taking level directly and indirectly. Also, it has been obtained that the mathematical metacognition awareness level affects the mathematics-oriented academic risk-taking level directly. The gender variable and ATM explain about 49% of the mathematical metacognition awareness variance. Also, academic risk-taking and mathematical metacognition awareness explain about 68% of the mathematics-oriented academic risk-taking variance. This research has some limitations. In the research, the situation of predicting academic risk-taking behavior of a limited number of variables (gender, grade level, attitude, metacognition) were examined. As a result, it was determined that 68% of the variance in academic risk-taking behavior was explained directly and/or indirectly by gender, attitude, and metacognition variables. 32% of the variance related to academic risk-taking behavior could not be explained by the variables examined in this study. In this context, in order to obtain evidence of the unexplained variance, in addition to the variables in this study, the situation of predicting academic risk-taking behavior of different theoretically supported variables can be investigated. Also, the participants of this research were selected from the population using the convenience sampling method. Since the data of this study were collected with the Likert type scales, the findings obtained in the study reflected the students' perceptions rather than showing their academic risk-taking behaviors. The academic risk-taking behavior of the students can be determined with the observations.

ARAŞTIRMANIN ETİK İZİNİ

Yapılan bu çalışmada “Yükseköğretim Kurumları Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Yönergesi” kapsamında uyulması gerektiği belirtilen tüm kurallara uyulmuştur. Yönergenin ikinci bölümü olan “Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiğine Aykırı Eylemler” başlığı altında belirtilen eylemlerden hiçbiri gerçekleştirilmemiştir. Çalışmanın Millî Eğitim Bakanlığına bağlı okullarda gerçekleştirilmesi için İl Millî Eğitim Müdürlüğünden gerekli izinler 27.11.2018 tarih ve E.22786582 sayılı yazısı ile alınmıştır. Veri toplama aşamasında, araştırmaya katılmaya gönüllü öğrenciler ile çalışılmış ve çalışmadan elde edilen bilgiler yalnızca bilimsel amaçlı kullanılmıştır.