

T.C.
HASAN KALYONCU ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EĞİTİMDE ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME ANA BİLİM DALI
EĞİTİMDE ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME TEZLİ YÜKSEK LİSANS PROGRAMI

**PISA 2012 MATEMATİK İLGİ ÖLÇEĞİNİN KLASİK TEST KURAMI VE MADDE
TEPKİ KURAMINA GÖRE PSİKOMETRİK ÖZELLİKLERİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

HAZIRLAYAN
MEHMET FERHAN

GAZİANTEP – 2018

T.C.
HASAN KALYONCU ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EĞİTİMDE ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME ANA BİLİM DALI
EĞİTİMDE ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME TEZLİ YÜKSEK LİSANS PROGRAMI

**PISA 2012 MATEMATİK İLGI ÖLÇEĞİNİN KLASİK TEST KURAMI VE MADDE
TEPKİ KURAMINA GÖRE PSİKOMETRİK ÖZELLİKLERİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

HAZIRLAYAN
MEHMET FERHAN

TEZ DANIŞMANI
PROF. DR. ŞENER BÜYÜKÖZTÜRK

GAZİANTEP – 2018

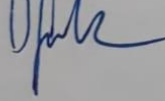
KABUL VE ONAY

Mehmet FERHAN tarafından hazırlanan “Türkiye Örneğinde PISA 2012 Matematik İlgili Ölçeğinin Klasik Test Kuramı ve Madde Tepki Kuramına Göre Psikometrik Özellikleri” başlıklı bu çalışma 09.08.2018 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucu **başarılı** bulunarak jürimiz tarafından **Yüksek Lisans Tezi** olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Şener BÜYÜKÖZTÜRK
(Başkan)



Dr. Öğr. Üyesi Ufuk AKBAŞ
(Üye)



Dr. Öğr. Üyesi Halil İbrahim SARI
(Üye)



Onay

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduğunu onaylarım. 09/08/2018

Doç. Dr. Mazlum ÇELİK
Enstitü Müdürü

TEZ ETİK VE BİLDİRİM SAYFASI

Yüksek lisans tezi olarak sunduğum “PISA 2012 Matematik İlgi Ölçeğinin Klasik Test Kuramı ve Madde Tepki Kuramına Göre Psikometrik Özellikleri” başlıklı çalışmanın tarafımda, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın yazıldığını ve yararlandığım eserlerin kaynakçada gösterilenlerden oluştuğunu ve bunlara atıf yapılarak yararlanmış olduğumu belirtir ve onurumla doğrularım. 09/08/2018

Mehmet FERHAN



ÖNSÖZ

Bu arařtırmada PISA 2012 matematik ilgi ölçeğinin klasik test kuramı ve madde tepki kuramına göre psikometrik özellikleri istatistiksel analiz teknikleriyle incelenmiştir. 2012 yılında Türkiye’de farklı okul türlerinden PISA’ya giren öğrencilere uygulanan matematiğe yönelik ilgi ölçeğinden elde edilen veriler doğrultusunda bulgular ve bulgulara dayalı olarak önerilerde bulunulmuştur.

Çalışmamın her aşamasında bana destek olan, çalışmalarına güç katan ve bana yol gösteren danışmanım ve çok değerli hocam Prof. Dr. Şener BÜYÜKÖZTÜRK’e, yüksek lisans ve tez dönemlerinde akademik eğitimi bana sevdiren nazik, hoşgörölü ve nazik yaklaşımıyla çalışmamın her aşamasını dikkatle inceleyip gerekli düzenlemeleri yapmamı sağlayan ikinci tez danışmanım Dr. Öğr. Üyesi Yeşim ÖZER ÖZKAN’a, çalışmalarımdayardımlarını esirgemeyen her zaman desteğini yanımda hissettiğim Dr. Öğr. Üyesi Ufuk AKBAŞ’a teşekkür ederim. Ayrıca veri analiz kısmında bana yardımcı olan Gazi Üniversitesi Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Ana Bilim Dalı Araştırma Görevlisi Menekşe UYSAL SARAÇ’a ve Hasan Kalyoncu Üniversitesi Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Ana Bilim Dalı Araştırma Görevlisi Merve YILDIRIM SEHERYELİ’ne teşekkür ederim.

Akademik hayatım boyunca hep yanımda olan beni destekleyen, sevgisini hiçbir zaman eksik etmeyen annem Celile FERHAN’a ve özellikle akademik eğitimime beni teşvik eden, sabrı ve sebatıyla örnek aldığım babam Halil FERHAN’a teşekkür ederim. Yüksek lisans eğitimimde beni sürekli motive eden manevi desteğini yanımda hissettiğim eşim Emine FERHAN’a, bilgisayarın başına oturup tez çalışmamı yaptığımda çalışma odamdan ayrılmayan ve sevimli tavırlarıyla neşe kaynağım olan oğlum İbrahim Halil FERHAN’a, oğlum Muhammed Enes FERHAN’a ve kızım Elif FERHAN’a teşekkür ederim.

Gaziantep, 2018

Mehmet FERHAN

ÖZET

Bu arařtırmada Türkiye’de farklı okul türlerinde okumakta olan 15 yař grubu 4848 öđrenciye uygulanan, dört maddeden oluřan Uluslararası Öđrenci Deđerlendirme Programı (PISA) 2012 matematiđe yönelik ilgi ölçeđinin psikometrik özelliklerinin klasik test kuramı (KTK) ve madde tepki kuramına (MTK) göre incelenmesi amaçlanmıřtır. Temel arařtırma niteliđine sahip olan arařtırmada ölçeđin her iki kuramın varsayımlarını karřıladıđı görölmüřtür. Ölçeđin madde özelliklerine bakıldıđında KTK ve MTK’ye göre maddelerin ayırt edicilik düzeyinin iyi olduđu, madde ayırıcılık güçleri arasında pozitif yönde yüksek düzeyde bir iliřkinin olduđu tespit edilmiřtir. Matematik ilgi ölçeđinin KTK’ye göre kestirilen madde ortalamaları ve MTK’ye göre kestirilen madde ortalamalarının (b1, b2 ve b3 ortalaması) birbirlerine benzediđi ve karřılařtırılabilir oldukları tespit edilmiřtir. Her iki kurama göre kestirilen ilgi düzeyleri arasındaki korelasyon katsayısının yüksekliđi KTK ve MTK’ye göre kestirilen ilgi düzeylerinin birbirine benzediđi ve bireylerin kestirilen ilgi düzeyleri bakımından kuramlara göre bir farklařmanın oluřmadıđı tespit edilmiřtir. Ölçeđin yapı geçerliliđi için faktör analizi ve ölçüt gruplara dayalı iliřkisiz örneklem için t-testi ile incelenmiř sonuçta ölçeđin geçerli olduđu görölmüřtür. Ölçeđin KTK’ye göre güvenilirliđi Cronbach alfa iç tutarlılık katsayısı 0,894 olarak hesaplanmıřtır. Ölçeđin MTK’ye göre güvenilirliđi test ve madde bilgi fonksiyonları aracılıđı ile incelenmiř yüksek bilgi verdiđi, marjinal güvenilirlik katsayısının 0,8851 olduđu görölmüřtür. Ölçme sonuçlarına bakıldıđında her iki kurama göre elde edilen güvenilirlik katsayılarının güvenilir ve benzer olduđu görölmüřtür.

Anahtar kelimeler: Klasik test kuramı, Madde tepki kuramı, PISA

ABSTRACT

In this study, the Program for International Students Assessment (PISA) 2012 data collected from 4848 students at the age of going to the different types of schools in Turkey were used. The instrument was the math scale and had four-items. The scale purposed to measure students' attitudes towards mathematics. The purpose of this study is to the psychometric characteristics of this scale by using the classical test theory and item response theory approaches. The data met assumptions of both theories. It was founded that there was a high level of positive correlation between the discrimination powers and the discriminant levels were good according to the classical test theory and the item response theory. The Cronbach alpha coefficient as an internal consistency based on the classical test theory 0,894. Factor. analysis as the construct validity evidence of the scale and t-test for sample based on the criterion groups were conducted, and it was seen that the marginal reliability coefficient was 0,8851, By taking into account all evidences, it was seen that the reliability coefficient obtained across the both theories were reliable.

Keywords: Classical test theory, Item response theory, PISA

İÇİNDEKİLER

Sayfa No.

ÖNSÖZ.....	i
ÖZET	ii
ABSTRACT	iii
İÇİNDEKİLER.....	iv
TABLolar LİSTESİ.....	vii
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	viii
KISALTMALAR LİSTESİ	ix

BİRİNCİ BÖLÜM

GİRİŞ.....	1
1.1. Problem Durumu	1
1.1.1. Problem Cümlesi	5
1.1.2. Alt Problemler	5
1.2. Araştırmanın Amacı	5
1.3. Araştırmanın Önemi	6
1.4. Araştırmanın Sınırlılıkları	7
1.5. Tanımlar	7

İKİNCİ BÖLÜM

KAVRAMSAL ÇERÇEVE	8
2.1. Kavramsal Çerçeve	8
2.1.1. Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA)	8
2.1.2. PISA 2012 Türkiye Örnekleme	12
2.1.3. Duyuşsal Özellikler	13
2.1.4. İlgi	14
2.1.5. Klasik Test Kuramı	15
2.1.5.1. Klasik Test Kuramında Madde Parametreleri	16
2.1.5.2. Likert Tipi Ölçeklerin Psikometrik Özelliklerinin Klasik Test Kuramına Kestirilmesi.....	17

2.1.6. Madde Tepki Kuramı	23
2.1.6.1. Madde Tepki Kuramı Modelleri	29
2.1.6.2. Çok Kategorili Ölçeklerde Kullanılan Madde Tepki Kuramı Modelleri.....	32
2.1.6.3. Samejima'nın Derecelendirilmiş Tepki Modeli	36
2.1.6.4. Likert Tipi Ölçeklerin Psikometrik Özelliklerinin Madde Tepki Kuramına Göre Kestirilmesi	38
2.2. İlgili Araştırmalar	43
2.2.1. Ulusal Alanda Yapılan İlgili Araştırmalar	43
2.2.2. Uluslararası Alanda Yapılan İlgili Araştırmalar	49

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

YÖNTEM	52
3.1. Araştırma Modeli	52
3.2. Evren ve Örneklem.....	52
3.3. Veri Toplama Araçları.....	53
3.3.1. İlgili Ölçeği.....	54
3.3.2. Geçerlik	54
3.3.3. Güvenirlik Çalışması.....	55
3.3.4. Veri Toplama Araçlarının Uygulanması	55
3.4. Verilerin Analizi ve Yorumlanması	55
3.4.1. Normal Dağılım.....	56
3.4.2. Tek Boyutluluk.....	58
3.4.3. Yerel Bağımsızlık.....	59
3.4.4. Model – Veri Uyumu	59
3.4.5. Alt Problemlerin Test Edilmesi.....	61

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

BULGULAR VE YORUM	63
4.1. Madde Ayırıcılık Güçleri	63
4.2. Madde Ortalamaları.....	66
4.3. Matematik İlgili Ölçeğinden Kestirilen İlgili Düzeyleri	68
4.4. Matematik İlgili Ölçeği Puanlarının Geçerlik Düzeyleri	70

4.5. Matematik İlgi Ölçeği Puanlarının Güvenirlik Düzeyleri.....	72
--	----

BEŞİNCİ BÖLÜM

SONUÇ ve ÖNERİLER.....	77
5.1. Sonuçlar.....	77
5.2. Öneriler.....	79
KAYNAKÇA	80
EKLER.....	87
EK 1: Ölçme Araçları.....	87
EK 2: Açıklayıcı Faktör Analizi Sonuçları(SPSS).....	88
EK 3: Doğrulayıcı Faktör Analizi Şeması (SPSS).....	90
EK 4: Ölçüt Grup Geçerliliğine Yönelik t-Testi Sonuçları (SPSS)	91
EK 5: Madde Tepki Kuramına Göre Kestirilen Madde Parametreleri (MULTILOG)	92
EK 6: Bireylerin KTK ve MTK'ye Göre Kestirilen Matematiğe Yönelik İlgi Düzeyleri	99

TABLULAR LİSTESİ

Sayfa No.

Tablo 1. Yıllara göre PISA’da Test Edilen Temel Alanlar	11
Tablo 2. PISA 2012 Türkiye Örnekleme Okul Türleri ve Cinsiyetlerine Göre Dağılımı	53
Tablo 3. İlgi Ölçeğinden Elde Edilen Puanlara İlişkin Betimsel İstatistikler	57
Tablo 4. MTK’ye Göre Matematiğe Yönelik İlgi Ölçeği Maddeleri Kategorilerine Yönelik Beklenen ve Gözlenen Tepki Frekansları Oranları	60
Tablo 5. Matematiğe Yönelik İlgi Ölçeği Maddelerinin KTK ve MTK’ye göre Kestirilen Madde Ayırcılık Gücü Değerleri	63
Tablo 6. Matematiğe Yönelik İlgi Ölçeğinin KTK ve MTK’ye göre Kestirilen Madde Ayırcılık Güçlerine İlişkin Betimsel İstatistikler	65
Tablo 7. Matematiğe Yönelik İlgi Ölçeği Maddelerinin Ölçtükları İlgi Düzeylerinin KTK ve MTK’ye Göre Kestirilen Değerleri	66
Tablo 8. Öğrencilerin Matematiğe Yönelik İlgi Ölçeğinden Aldıkları Toplam Puanlar İle Kestirilen Yetenek Parametrelerine Ait Betimsel İstatistikler	69
Tablo 9. Matematiğe Yönelik İlgi Düzeyi Yüksek ve Düşük Öğrencilerin KTK’ye göre İlgi Ölçeği Puanlarına Yönelik t-testi Analiz Sonuçları	70
Tablo 10. Matematiğe Yönelik İlgi Düzeyi Yüksek ve Düşük Öğrencilerin MTK’ye göre İlgi Ölçeği Puanlarına Yönelik t-testi Analiz Sonuçları	71

ŞEKİLLER LİSTESİ

	Sayfa No.
Şekil 1: PISA'nın Temel Özellikleri.....	10
Şekil 2: Madde Karakteristik Eğrisi “b” parametresi.....	25
Şekil 3: Madde Karakteristik Eğrisi “a” parametresi.....	26
Şekil 4: Madde Karakteristik Eğrisi “c” Parametresi.....	27
Şekil 5: Beş Kategorili Maddenin Kategori Sınır Tepki Fonksiyonu.....	33
Şekil 6: Beş Kategorili Bir Maddenin Madde Tepki Fonksiyonu.....	34
Şekil 7: Ölçek Puanlarının Dağılımı.....	58
Şekil 8: İlgili Ölçeği Öz Değerleri Saçılma Grafiği.....	59
Şekil 9: Madde 1. Madde Bilgi Fonksiyonu Grafiği.....	73
Şekil 10: Madde 2. Madde Bilgi Fonksiyonu Grafiği.....	73
Şekil 11: Madde 3. Madde Bilgi Fonksiyonu Grafiği.....	74
Şekil 12: Madde 4. Madde Bilgi Fonksiyonu Grafiği.....	75
Şekil 13: Matematiğe Yönelik İlgili Ölçeğinin Test Bilgi Fonksiyonu Grafiği.....	76

KISALTMALAR LİSTESİ

PISA	:	Programme for International Student Assessment (Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı)
TIMMS	:	Trends in International Mathematics and Science Study (Uluslararası Matematik ve Fen Eğilimleri Araştırması)
PIRLS	:	(Progress in International Reading Literacy Study) Uluslararası Okuma Becerileri Projesi
OECD	:	Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı
MEB	:	Milli Eğitim Bakanlığı
KTK	:	Klasik Test Kuramı
MTK	:	Madde Tepki Kuramı
İBBS	:	İstatistikî Bölge Birimleri Sınıflaması
CTT	:	Classical Test Theory
IRT	:	Item Response Theory
KMO	:	Kaiser-Meyer-Olkin
p	:	Madde güçlük indeksi
r_{jx}	:	Madde ayırt edicilik gücü
θ	:	Yetenek, özellik, örtük özellik
-2lnL	:	-2 log likelihood
N	:	Birey sayısı
\bar{X}	:	Aritmetik Ortalama
ss	:	Standart sapma
sd	:	Serbestlik derecesi
p, α	:	Anlamlılık düzeyi

BİRİNCİ BÖLÜM

GİRİŞ

Bu bölümde araştırmanın problemine, amacına, önemine ve sınırlılığına ilişkin bilgilere yer verilmiştir.

1.1. Problem Durumu

Ölçme, bireylerin akademik başarılarının istatistiksel olarak açıklanmasının yanı sıra bireyin başarısına ya da başarısızlığına etki eden örtük özelliklere sahip olma düzeyleri hakkında karar vermemizi sağlar. Ölçme, bireyin duyuşsal yapısının akademik başarı üzerindeki etkisini sayısal verilerle kestirebilmesi, bu yapının gözlemlenmesi, değerlendirilmesi ve bir karar sürecinden sonra sınıflandırılması sonucu hedeflenen eğitim öğretimin gerçekleşmesinde önemli rol oynar.

Eğitimde, eğitim programının sağlam olup olmadığını anlama, öğretimde başvuru metotların etkililik derecesini saptama, öğrencileri başarılı olabilecekleri alanlara yönlendirme, öğrenme güçlüklerini teşhis etme, öğrenci başarısını saptamak, ölçme ve değerlendirmenin iyi işleyip işlemediğini görmek amacıyla yapılan tüm çalışmalar ölçme sonuçlarına dayanır (Baykul, 2015). Ölçme bir betimleme işlemidir. Geniş anlamda ölçme, belli bir nesnenin ya da nesnelerin belli bir özelliğe sahip olup olmadığını, sahipse sahip oluş derecesinin gözlenip gözlem sonuçlarının sembollerle ve özellikle sayı sembolleriyle ifade edilmesidir. Ölçmede ölçme konusu olan şey, bir özelliktir. Belli bir özelliğe sahip olup olmama ya da sahip oluş derecesinin bireyden bireye nesneden nesneye durumdan duruma farkların olduğu bir işlemdir. Bir anlamda denilebilir ki ölçme farktan doğmuştur (Tekin, 2017).

Ölçme, kavramsal olarak çok çeşitli şekillerde tanımlansa da özü, ilgilenilen niteliklerin (özelliklerin), amaca, araca ve olanaklara bağlı olarak nicelleştirilmesi (sayısallaştırılması) çabası, işlemi ve sürecidir. Ölçme, bu anlamda içinde yaşadığımız doğrudan ya da dolaylı olarak gözlenebilen bir görgül ilişkiler dünyası ile bizim ürettiğimiz (soyut) sıfat ve simgeler arasında karşılıklı ilişkiler kurma çabasına dönüşür. Bu bakımdan matematiksel anlamda ölçme, görgül ilişkiler kümesinin elemanları ile soyut ilişkiler kümesi elemanları arasında tanımlanan bir fonksiyonla (kurallar takımıyla) karşılıklı ilişki kurma işlemidir. (Erkuş, 2016).

Ölçmenin bilimdeki önemi, deneysel yöntemin kurulmasına temel oluşturan güvenilir ve geçerli ölçme sonuçlarının elde edilmesinde yatar. Burada ölçme, kuramsal modellerin kurulmasına temel teşkil eden bir rol oynar (Baykul, 2015). Bilimde bir teori kurulurken, önce önsel gözlemlere dayanılarak bir kuramsal yapı oluşturulur. Daha sonra gözlem ve deneylerle bu kuramsal yapıdaki ilişkiler kurulur, test edilir, bu ilişkilerin kurulup test edilmesinde ölçmeden yararlanılır. Bir daldaki bilimsel çalışmalar ve bunların uygulamaya konulması, o bilim dalına özgü ölçme araç ve yöntemlerinin bulunmasıyla hızlanmıştır. (Turgut ve Baykul, 2014).

Eğitimin amacı öğrencilerde birtakım istendik davranışlar gelişmesine yardımcı olmak olduğuna göre, eğitimde en geçerli ölçme, o davranışların bireylerde doğrudan ve gerçek hayat şartları altında gözlenmesiyle yapılan ölçme olmalıdır. Davranış ürünleri bakılarak ölçülecekse nicelleştirilecek ürünler de gerçek koşullar altında ortaya çıkarılmış olmalıdır. Öğrenci davranışlarının ölçülebilmesi için ya davranışların, ya o davranışlar sonunda ortaya çıkan ürünün, ya da her ikisinin gözlenip nicelleştirilmesi gerekir. Ölçme durumları öğrencilerin davranışlarını sergileyeceği durumlardır. Bilgi, zihinsel beceriler, tutumlar, tercihler gibi özellikler doğrudan değil, ancak öğrencinin bir hareketiyle davranışlarını sergilediği zaman gözlenebilir. Bu nedenle ölçme durumları davranışların dışı vurulup sergileneceği durumlar olarak düşünülür (Turgut ve Baykul, 2014).

Eğitim sonucu oluşabilecek davranışları üç ana alanda sınıflayabiliriz: Bilişsel alan, duyuşsal alan ve psikomotor alan. Bilişsel alandaki davranışlar bilgiyi ve bilgiden doğan zihinsel yeteneklerle becerileri içerir. Duyuşsal alan ise ilgi, tutum ve değer vermeyle ilgili davranışları kapsar. Psikomotor alanda ise koşma, yazma, konuşma gibi, vücut organlarının birisi tarafından yapılan ya da yapılması birden çok organın koordinasyonunu gerektiren hareketlerle becerileri kapsar (Tekin, 2017). Duyuşsal davranışlar arasında yer alan ilgi, eğitim üzerinde çalışılan temel değişkenlerden biridir. Okula veya okuldaki derslere karşı ilgi duymak okuldaki başarıyı etkileyen önemli bir değişkendir. Örneğin, matematik konularına ilişkin aktif bir ilgi matematik öğrenmenin ilk adımı olduğu gibi, ilginin sürekli olması bir meslek ilgisine ve sonuçta bir meslek seçimine dönüşebilir. Öğrencilerin ilgilerini ölçmenin birçok yöntemi vardır. Bir öğretmen, öğrencilerin sınıftaki faaliyetlerinden bile; hangi öğrencisinin matematiğe karşı ilgi duyduğunu kestirebilir. Bunun yöntemi, öğrenciye tercihlerini sormaktır. İlgilerin ölçülmesi uzmanlarca hazırlanmış, geçerlik ve güvenilirliği yeterli düzeyde olan araçlarla yapılır (Turgut ve Baykul, 2014).

İlgi, bireyin bir işi yapmaktan zevk alması, o işle uğraşmaya hazır olması ve o işi en iyi şekilde yapabilmek için çaba harcamasıdır. İlgileri yüksek olan öğrenciler, dikkatlerini ilgilendikleri konuya verirler, o konuyla uğraşmak için kendilerini hazır hissederler ve böylece öğrencilerin konuyu başarıyla öğrenme ihtimalleri artar (Krapp, 1999). İlgi kişilik kaynaklı ilgi ve durum kaynaklı ilgi olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Durum kaynaklı ilgi ile bireysel kaynaklı ilgiyi birbirinden net bir şekilde ayırmak güç olmakla birlikte durum kaynaklı ilgi bireysel ilginin gelişmesinde öncül olarak değerlendirilmektedir (Krapp, 2002).

Kişilik kaynaklı ilgi, bireyin bir nesneye ya da konuya gösterdiği uzun süreli ilgidir. Durum kaynaklı ilgi ise birey ile çevre arasındaki etkileşim sonucu gelişen kısa süreli ilgidir. Durum kaynaklı ilgi, belli bir bağlamda oluşmaktadır ve öğrenme ortamında devam ettiğinde zamanla kişilik kaynaklı ilgiye dönüşebilmektedir (Hidi ve Harackiewicz, 2000). Öğrencilerin derslere olan ilgi düzeyleri akademik başarılarının oluşumunda önemli bir etkiye sahiptir. Derslere olan ilgi düzeyi başarıyı etkilediği gibi aynı zamanda öğrenmenin gerçekleşmesini kolaylaştıran ya da zorlaştıran duyuşsal özelliklerden biri olmuştur.

Ölçme tarihi incelendiğinde testlerin Klasik Test Kuramı (KTK) ve Madde Tepki Kuramı (MTK) olarak adlandırılan iki temel test kuramı bağlamında geliştirildiği görülmektedir. Psikolojik ölçme tarihinin başlangıcından itibaren test geliştirmede, analizde ve psikolojik ölçeklerin puanlanmasında daha yaygın olarak kullanılan kuram KTK'dir. MTK ise KTK'nin uygulandığı ölçek ve testlerde güvenilirliği belirlemenin sınırlılığı, bireyin başarı, yetenek, kişilik, ilgi, tutum gibi özelliklerine göre ölçek ve test geliştirmede yaşanan zorluklar, bireye, teste ve maddeye ait parametrelerin gruba bağımlı olması nedeniyle MTK alternatif olarak 20. yüzyılın ortalarında ortaya çıkmıştır (Crocker ve Algina, 1986).

Ölçme alanındaki ilk kuram olma özelliğini taşıyan KTK, gerçek puanın gözlenen puanlar yardımıyla kestirebileceği varsayımıyla gözlenen puanlar ile gerçek puan arasında doğrusal bir ilişkinin olduğunu belirtir. KTK'ye göre ölçme sonucunda elde edilen sayıya gözlenen puan (X), ölçülmek istenilen değişkene ait değer ise gerçek puan (T) olarak tanımlanır. Gerçek puan, sayılabilir sonsuz çoklukta tekrarlanmış ölçmelerin bir ortalaması kabul edilir. KTK, tekrarlı ölçmeler sonucu ölçülen bireylerin ölçmeden ölçmeye farklılık göstermediği, tekrarlı ölçmelerin önceki ölçmelerden etkilenmediği sayılısına dayanır (Hambleton ve Swaminathan, 1985).

Ölçmelere karışan hata miktarının tamamen sıfır olması istenen bir durum olmamasına rağmen KTK, ölçmelerde hatayı en düşük düzeye indirerek gözlenen puan ile gerçek puan arasındaki farkın sıfır olduğunu kabul eder. Bunun için de KTK, aynı özelliğin tekrarlı ölçmelerle ölçülmesi yöntemini kullanır. Çünkü hata, ortalaması sıfır olan tesadüfi bir değişkendir ve ancak sonsuz sayıda ölçme yapıldığı zaman bu değer sıfır olur. Dolayısıyla sonsuz sayıda yapılan ölçme sonucunda elde edilen kişinin gözlenen puanının ortalaması, o kişinin gerçek puanına eşit olur (Hambleton ve Swaminathan, 1985). KTK'ye göre ölçme araçlarının madde özelliklerini incelemek amacıyla madde ayırıcılık ve güçlük düzeyleri ham puanlardan hesaplanmaktadır. Güvenirlik için sıklıkla KR20 ve Cronbach alfa değerleri hesaplanmaktadır. Geçerlik tespitinde yapı geçerliliği ve ölçüt geçerliliği analizleri yapılmaktadır

MTK istatistiksel kestirimlerin bir kuramı olarak düşünülebilir. MTK'de bireylerin örtük özellikleri, maddelere verdikleri tepkilerden yola çıkarak kestirilmeye çalışılır. MTK'de bireylerin sahip olduğu varsayılan örtük özellik ve maddeler aynı ölçek üzerinde konumlanırlar. Madde, bir yetenek ölçeği boyunca farklı düzeyde yeteneğe sahip bireyleri farklılaştırabilmelidir. Maddenin bunu yapabilme düzeyi bireylerin yetenek düzeyleri ya da özellik düzeyleri hakkında belirsizliğini azaltır ya da ortadan kaldırır. MTK'de bireyler örtük özellik düzeyine göre nitelendirilirken, maddeler hem düzeylerine hem de bireyler arasındaki farkı ayırt edebilme güçlerine göre tanımlanırlar. Maddeleri ve bireyleri tanımlamakta kullanılan ve kuram kapsamında kestirilen bazı parametreler şunlardır: a parametresi (madde ayırıcılık gücü), b parametresi (madde düzey parametresi), c parametresi (şans başarı parametresi), θ ölçülen özellik düzeyi gibi. MTK esas itibarıyla, gözlenen madde tepkileri üzerinden bireylerin örtük özellik üzerindeki düzeylerinin ve maddelerin örtük niteliklerinin tahmin edilmesine yönelik analiz yapmasıdır (De Ayala, 2009).

Bu çerçevede psikometrik özellikleri KTK ve MTK'ye göre belirlenmeye çalışılan Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA)'nın kapsamında olan ve likert formda hazırlanan matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin her iki kurama göre kestirilen psikometrik özelliklerinin ilişkili olup olmadığı madde ayırt edicilik indeksleri, güvenirlik ve geçerlik puanları açısından hangi kuramın kullanılabilirliği konusunda karar vermemizi sağlayacaktır

1.1.1. Problem Cümlesi

Çalışmada “Türkiye örnekleminde PISA 2012 matematik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK’ye göre kestirilen madde ve test istatistikleri arasında nasıl bir ilişki vardır?” sorusuna cevap aranmaktadır.

1.1.2. Alt Problemler

Bu problem cümlesine bağlı olarak araştırmanın alt problemleri aşağıda ifade edilmiştir.

1. Matematik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK’ye göre kestirilen madde ayırıcılık güçleri nedir? İki kurama göre kestirilen madde ayırıcılık güçleri arasında bir ilişki var mıdır?
2. Matematik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK’ye göre kestirilen madde ortalamaları nedir? Bu değerler arasında bir ilişki var mıdır?
3. Öğrencilerin matematik ilgi ölçeği temelinde KTK ve MTK’ye göre kestirilen ilgi düzeyleri arasında ilişki var mıdır?
4. Öğrencilerin matematik ilgi ölçeği puanlarının geçerlilik düzeyleri KTK ve MTK’ye göre nasıldır?
5. Öğrencilerin matematik ilgi ölçeği puanlarının güvenirlik düzeyleri KTK ve MTK’ye göre nasıldır?

1.2. Araştırmanın Amacı

Bu araştırmanın amacı, PISA 2012 Türkiye örnekleminde matematik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK’ye göre kestirilen madde ve test istatistikleri arasında nasıl bir ilişkinin olduğunu incelemektir. KTK ile MTK’deki yöntem ve teknikler kullanılarak kestirilen madde ve test istatistiklerinin karşılaştırılması, karşılaştırılan puanların sonuçlarına göre ölçek için kullanılabilir en uygun kurama karar verilmesi amaçlanmaktadır. Güvenirlik ve geçerlik katsayıları açısından her iki kurama göre tutarlı sonuçlar verip vermediği tespit edilecektir.

1.3. Araştırmanın Önemi

Alanyazın incelendiğinde KTK'ye göre geliştirilen bir testten elde edilen verilerin MTK'nin hangi modeline göre uygun olacağı veya her iki kurama göre elde edilen parametrelerin psikometrik özelliklerinin belirlenmesine dayalı çalışmalar olduğu görülmüştür. Bu araştırmada uluslararası alanda uygulanan PISA 2012'de Türkiye örnekleminin büyüklüğü ve matematik okur yazarlığı performansının açıklayıcısı olan ilgi ölçeğinin psikometrik özelliklerini KTK ve MTK'ye göre karşılaştırılması, çalışmanın diğer birçok çalışmadan farklılığını ortaya koymuştur. Bu araştırma matematik ilgi ölçeğinin her iki kurama göre psikometrik özelliklerinin belirlenmesinde yapılan istatistiksel analizlerin sonucuna göre kullanılan kuramların hangisinin ölçek hakkında daha fazla bilgi sağlayacağını tespit edilmesi üzerine kullanışlı olan esas kuramın seçilmesine odaklanılmıştır. Uygulamanın önemi, Türkiye'deki eğitimcilere, matematik öğretmenlerine, öğrencilere ve velilere duyuşsal özelliklerden ilgi değişkeninin matematik öğrenimindeki önemi konusunda bilgi sağlayacaktır.

Bireylerin psikolojik yapılarına ait özellikleri ölçmek amacıyla geliştirilen ölçeklerin madde özellikleri ile güvenilirlik ve geçerlik kestirimleri, uygulama ve parametreleri kestirme kolaylığı, daha az varsayım gerektirmesi KTK'nin kullanımını yaygınlaştıran faktörler olmuştur. Fakat her iki kuramın da kendine göre sınırlılıkları mevcuttur. KTK'de maddeye, teste veya bireye ait parametreler testi alan gruba bağlıdır. Bu sebeple KTK'ye göre elde edilen madde karakteristiği fazla bir bilgi sağlamaz. MTK ise daha güçlü varsayımlarla grubu ya da testi değil birey ve maddeyi merkez alarak güçlü kestirimlerde bulunur. Testten bağımsız yetenek kestirimi ile farklı testleri alan bireylerin karşılaştırılmasının yapılması MTK'yi avantajlı kılan özelliklerden biridir. MTK'ye göre madde puanları kestirilen madde güçlük indeksi, ayırt edicilik gücüne göre farklılaşan modeller kullanılır. Bu özelliği sayesinde modele ait parametreleri kestirmek ve maddeleri tanımlamak daha isabetli olur. Bireylerin kestirilen yetenek düzeyleri ile madde parametreleri hakkında bilgi vermesi, testten çıkarılması ya da eklenmesi söz konusu maddeleri tespit etme yönünden avantaj sağlar. MTK, KTK'ye göre test ve madde bilgi fonksiyonları sayesinde kestirilen puanlarla ölçeğin psikometrik özellikleri hakkında bilgiler elde etmemizi sağlar. Bir ölçeğin amacına uygun psikometrik özelliklerini belirlemek için her iki kurama göre kestirim ve karşılaştırmaların yapılması gerekmektedir.

1.4. Araştırmanın Sınırlılıkları

1. Bu araştırma, PISA 2012 formunda yer alan matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin analize esas veri seti ve MTK'ye göre MULTİLOG programıyla kestirilen yaklaşık puanlarından oluşmaktadır.

2. PISA 2012 matematiğe yönelik duysal özellikler, sekiz gizil değişkenle tanımlanmıştır: (1) Matematiğe yönelik ilgi, (2) matematiğe yönelik araçsal motivasyon, (3) matematiksel özbenlik algısı, (4) matematiksel davranış, (5) matematik çalışma ahlakı, (6) matematiğe yönelik özyeterlik algısı, (7) problem çözme azmi ve (8) problem çözmeye açıklık olduğu tespit edilmiştir. Bu çalışma, sekiz değişkenden biri olan ve dört maddeden oluşan "matematiğe yönelik ilgi" değişkeni ile sınırlıdır.

1.5. Tanımlar

Bu çalışmada kullanılan bazı kavramların tanımları ve araştırma kapsamında nasıl ele alındığı ile ilgili bilgilere yer verilmiştir.

Matematik Okuryazarlığı: PISA, matematik temel alanındaki ölçme ve değerlendirme çerçevesini, matematik okuryazarlığı kavramı temelinde şekillendirmekte ve bu kavram üzerine inşa etmektedir. Matematik okuryazarlığı, bireylerin çeşitli kapsam ve içeriklere yönelik olarak formüleştirebilme, matematiği işe koşabilme ve yorumlayabilme kapasiteleridir. Matematik okuryazarlığı, fenomenleri tanımlama, açıklama ve tahmin etme, matematiksel akıl yürütmeyi, matematiksel kavramları, işlem aşamalarını, doğrulanmış bilgileri ve araçları kullanabilmeyi içermektedir. Matematik okuryazarlığı, bireylerin matematiğin dünyadaki rolünü fark etmelerine ve yapıcı, duyarlı ve yansıtıcı vatandaşların ihtiyaç duyduğu sağlam dayanakları olan yargı ve kararların verilmesinde yardımcı olur (OECD, 2013c).

İKİNCİ BÖLÜM

KAVRAMSAL ÇERÇEVE

Bu bölümde ölçülmek istenen yapı olan PISA 2012 matematiğe yönelik ilgi ölçeğine yönelik kavramlarla ilgili bilgilere kavramsal çerçeve kapsamında yer verilmiştir. İlgili araştırmalar başlığı altında ulusal ve uluslararası alanda yapılan benzer çalışmalara yer verilmiştir.

2.1. Kavramsal Çerçeve

Araştırmanın bu bölümünde PISA hakkında bilgi verildikten sonra, ölçeğin madde istatistikleri ile madde parametrelerinin karşılaştırılacağı KTK ve MTK hakkında bilgiler sunulup, likert tipi ölçeklerin her iki kurama göre kestirilen madde ve ölçek özelliklerinin karşılaştırılmasının nasıl yapılacağı ile ilgili bilgilere yer verilmiştir.

2.1.1. Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA)

Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Teşkilatı (OECD) tarafından üç yıllık aralıklarla düzenlenen Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA), 15 yaş grubu öğrencilerin okuma becerileri, fen okuryazarlığı ve matematik okuryazarlığı alanındaki bilgi ve becerilerinin değerlendirildiği bir tarama çalışmasıdır. PISA uygulamasında 15 yaş grubu öğrenciler için zorunlu eğitimin bugünün bilgi toplumunun gerekliliklerini karşılamaya ne kadar hazır olduğu ölçülmektedir. Öğrencilerin belirli okul müfredatına ilişkin kazanımlarına odaklanmaktan ziyade kendi yetenek, bilgi ve becerilerini gerçek yaşam zorluklarıyla baş etmede ne kadar kullanabildiğine odaklanılmaktadır. Müfredatta yer alan amaç ve hedeflerde de öğrencilerin okulda öğrendikleri ile neler yapabileceğinin giderek ağırlık kazandığı değişim meydana gelmektedir. 2000 yılında ilk defa okuma becerisinin ele alındığı PISA’da her uygulamada okuma becerileri, fen okuryazarlığı ve matematik okuryazarlığından birine ağırlık verilmektedir. PISA öğrencilerin okuryazarlığının belirlenmesine ek olarak öğrencilerin ve okullarının özelliklerine ilişkin bilginin toplanmasını da içermektedir. Böylece öğrencilere ilişkin okuryazarlık bilgisinin öğrencilere ait diğer bilgilerle ilişkilendirilerek öğrenci, aile ve öğretmenlere bilgi sağlanması da mümkün olabilmektedir. (Yıldırım, Şahin ve Sezer, 2017)

Geniş ölçekli test anlamında dünyanın en geniş kapsamlı eğitim araştırması PISA'dır. PISA sınavları dünyada eğitim politikalarının yeniden gözden geçirilmesi konusunda belirleyici olduğundan zaman içerisinde büyük önem kazanmıştır (Bulle, 2011: 503). PISA sınavının gördüğü ilgi sadece eğitimin ölçülmesi ile sınırlı kalmayıp, farklı eğitim politikaları oluşturma, eğitim ekonomisi ve eğitim felsefesi gibi farklı alanlara odaklanılmasını sağlamaktadır (Waldow, 2013).

PISA, katılımcı ülkelerin kendi eğitim sistemlerini değerlendirmelerine fırsat vermek ve reformlara kaynaklık etmeyi amaçlamaktadır. PISA ile katılımcı ülkelerin gündemine "eğitim" kavramı gelmekte ve aynı zamanda eğitim konusunda karar vericilerin eyleme geçmesini desteklemektedir. Bununla birlikte PISA uluslararası uygulama olmasına dayanarak yalnızca ülkelerarası farklılıkları değil, ülke içi farklılıkları da ortaya çıkarmaktadır. Bununla birlikte bu farklılıkların giderilmesi yönünde yapılacak reformlara kaynaklık etmektedir. PISA sonuçlarına dayalı olarak başarılı ülkelerin belirlenmesi üzerine bu ülkelerin eğitim sistemleri incelenebilmekte, daha düşük başarı düzeyine sahip ülkelerin reformlarına örnek oluşturmaktadır (Breakspear, 2012).

PISA, günümüzde dünya genelinde birçok ülkede eğitim sistemine yön vermek ve yaşanan çağın gereksinimleri doğrultusunda öğrenme-öğretme metotlarının, eğitim-öğretim ortamlarının şekillenmesinde bir değerlendirme aracı olarak kullanılmaktadır. İlk değerlendirme olan ve iki uygulama şeklinde yürütülmüş olan PISA 2000'e 43 ülke, PISA 2003'e 41 ülke, PISA 2006'ya 57 ülke, yine iki uygulama olarak yürütülen PISA 2009'a 75 ülke, PISA 2012'ye 65 ülke katılmıştır (OECD, 2013a).

Temel alanlar olarak matematik okuryazarlığı, fen okuryazarlığı ve okuma becerilerini dikkate alan PISA, öğrencilerin sadece öğrendikleri bilginin tespiti değil aynı zamanda öğrendiklerini okul içi ve dışı farklı ortamlarda nasıl kullanabilecekleri hakkında tahmin yürütmeyi amaçlamaktadır. Bu yaklaşım, modern ekonomilerin bireylerin bildiklerini ödüllendirmek yerine, bildikleri ile gelecekte neler yapabileceğinin ödüllendirilmesi anlayışını yansıtmaktadır (OECD, 2013b). Diğer bir anlatımla bireylerin bugün bildiklerini değerlendirmektense, bu bilgilerin birey tarafından gelecekte ne kadar kullanabileceğini değerlendirmenin daha doğru olduğu anlayışı üzerine temellendirilmektedir. Bu kapsamda PISA'nın kendine özgü temel özellikleri Şekil 1'de verilmiştir (MEB, 2015).

Politika Yönlendirici Özelliği

Yüksek performans gösteren öğrencilerin, okulların ve eğitim sistemlerinin özelliklerini belirlemek amacıyla; öğrenci özellikleri, okul içinde ve dışında öğrenmeyi şekillendiren etkenler ve öğrenme çıktıları arasında bir ilişki kurar.

Yenilikçi bir kavram: “okuryazarlık”

Okuryazarlık kavramı, öğrencilerin temel konu alanlarındaki çeşitli durumlarda karşılaştıkları problemleri tanımlarken, yorumlarken ve çözerken, bilgi ve becerilerini kullanma, analiz etme, mantıksal çıkarımlar yapma ve etkili iletişim kurma yeterlilikleri olarak ifade edilmektedir.

Yaşam boyu öğrenmeyle ilgili olması

PISA’da öğrencilerin öğrenmeye yönelik motivasyonları, kendileri hakkındaki düşünceleri öğrenme stratejileri hakkında da bilgiler sorulmaktadır.

Düzenli Olması

Değerlendirmenin düzenli olarak belirli aralıklarla (üç yıllık periyotlarla) yapılması ülkelerin eğitimle ilgili temel hedeflerinin ne kadarına ulaştıklarını izlemelerine imkân tanımaktadır.

Kapsam Genişliği

PISA 2012’ye, OECD üyesi 34 ülke ve üye olmayan 31 ülke katılmıştır.

Şekil 1. PISA’nın Temel Özellikleri

Kaynak: OECD, 2013b, Akt. MEB, 2015

PISA’nın değerlendirme çerçevesi ve kavramsal temelleri, araştırmaya katılan ülkelerdeki uzmanlar, uzman kurum ve kuruluşlarla yapılan görüşmeler, paylaşımlar sonrasında geniş katılımlı bir fikir birliğiyle oluşturulmaktadır. Bu çerçevede, “okuryazarlık” kavramına ilişkin yeni bir anlayış ortaya çıkmıştır. Okuryazarlık kavramı; öğrencilerin bilgilerini günlük yaşamda kullanmak, mantıksal çıkarımlar yapmak, çeşitli durumlara ilgili problemleri yorumlamak ve çözmek için öğrendiklerinden çıkarımlar yapma kapasitesi olarak tanımlanmaktadır (Anıl, Özer Özkan ve Demir, 2015).

PISA deęerlendirmelerinde üç temel göstergenin esas alındığı görölmektedir:

1. Öğrenci bilgi ve becerilerinin temel bir profilini oluşturmaya yönelik temel göstergeler.
2. Becerilerin önemli demografik, sosyal, ekonomik ve eğitimsel deęişkenlerle ilişkisinin nasıl olduğunu gösteren göstergeler.
3. Öğrenci performanslarındaki, öğrenci düzeyinde öğrenciler arasındaki ilişkilerdeki ve okul düzeyinde okullar arasındaki ilişkilerdeki deęişimleri gösteren eğilimlerdeki göstergeler.

Bu göstergeler, politik sorgulamalara yanıt sağlamaktadır. Bu konuda yanıt bulabilmek için PISA, aynı zamanda, politik kararlara bir temel oluşturacak göstergeleri kullanarak politik temelli analiz planları da geliştirmektedir. Üç yılda bir yapılan her PISA deęerlendirme çalışmasında ölçmeye esas temel alanlar olan okuma becerileri, matematik okuryazarlığı ve fen okuryazarlığı alanlarından biri üzerinde odaklanılmaktadır. PISA'nın döngüsel ölçme ve deęerlendirme modeline göre her uygulamada odaklanılan temel alan deęişmektedir. Her bir temel alan için oluşturulan deęerlendirme çerçevesi, her bir konu alanını vurgulayan önemli kavram ve süreçleri belirlemek suretiyle bilgi, beceri ve tutumların deęerlendirilmesi konusuna kapsamlı ve yenilikçi bir yaklaşım getirmektedir. Bu kapsamda yıllara göre PISA'da test edilen temel alanlar Tablo 1'de gösterilmektedir (Anıl, Özer Özkan ve Demir, 2015).

Tablo 1. Yıllara göre PISA'da Test Edilen Temel Alanlar

PISA 2000	PISA 2003	PISA 2006	PISA 2009	PISA 2012
Okuma Becerileri	Okuma Becerileri	Okuma Becerileri	Okuma Becerileri	Okuma Becerileri
Matematik Okuryazarlığı	Matematik Okuryazarlığı	Matematik Okuryazarlığı	Matematik Okuryazarlığı	Matematik Okuryazarlığı
Fen Okuryazarlığı	Fen Okuryazarlığı	Fen Okuryazarlığı	Fen Okuryazarlığı	Fen Okuryazarlığı

Kaynak: MEB, 2015: 8.

PISA 2012 araştırması ağırlıklı alan olarak matematik okuryazarlığı becerilerine odaklanırken okuma becerileri ve fen okuryazarlığı üzerinde daha az durmaktadır. PISA'nın beşinci üç yıllık döngüsü olarak 2012 yılında yapılan araştırmada matematik okuryazarlığı, 2003 yılından sonra bu temel alana yönelik alt ölçekleri ile derinlemesine sonuçların elde edilmesine imkân verecek şekilde yeniden ağırlıklı alan olarak analiz edilmiştir (MEB, 2015).

2.1.2. PISA 2012 Türkiye Örnekleme

PISA 2012 uygulamasına, 65 ülkeden 15 yaş grubunda yaklaşık 28 milyon öğrenciyi temsilen 510 bin civarında öğrenci katılmıştır. PISA 2012 Türkiye uygulamasında 15 yaş grubu öğrenci evreni 1.266.638 öğrenci, uygulamaya katılabilecek ulaşılabilir Türkiye evreni ise 955.349 öğrenci olarak belirlenmiştir. PISA 2012 uygulamasına, İstatistikî Bölge Birimleri Sınıflaması (İBBS) düzey 1'e göre 12 bölgeyi temsil eden 57 il ve okul türlerine göre tabakalandırılarak PISA uluslararası merkezi tarafından seçkisiz yöntemle belirlenen 170 okuldan toplam 4848 öğrenci katılmıştır. Türkiye matematik okuryazarlığı alanında 448 puanla 65 ülkeden 44. Sırada, 34 OECD ülkesi arasında 31. sırada yer almıştır (Yıldırım, Şahin ve Sezer, 2017).

PISA 2012 matematik ölçme ve değerlendirme çerçevesini oluşturan üç temel aşama bulunmaktadır. Bunlardan birincisi 'matematik okuryazarlığı' tanımlamasıdır. Matematik okuryazarlığı, PISA 2012'nin kuramsal temellerini oluşturmaktadır. İkinci aşama, ölçme ve değerlendirme alanının tanımlanması ve düzenlenmesidir. Bu aşama, matematiksel süreçlerin, matematiksel içeriğin ve içerik kategorilerinin belirlenmesidir. Üçüncü aşama ise matematik okuryazarlığının değerlendirilmesine yönelik olarak temel matematik yetenek ya da yeterliklerinin tanımlanmasıdır (Anıl, Özer Özkan ve Demir, 2015).

PISA 2012 Türkiye matematik okuryazarlığı performansını açıklayan öğrenci özelliklerine yönelik faktörler; (1) anne-baba eğitim düzeyi, (2) öğretmen özellikleri, (3) matematiğe yönelik duyuşsal özellikler (4) okula yönelik duyuşsal özellikler (5) ailenin sosyoekonomik durumu (6) öğrenci devamsızlığı (7) matematiğe yönelik kaygı ve endişe olarak belirlenmiştir (MEB, 2015).

2.1.3. Duyuşsal Özellikler

Duyuşsal alan kapsamında yer alan insan özellikleri; ilgi, tutum, özgüven, herhangi bir şeyi sevme, ulusal ülkülere bağlılık, fikirlere karşı hoşgörülü olma, çevreyi, aracı gereci temiz tutma, zamanı etkili kullanma vb. çeşitli duygu ve davranış tarzlarını, eğilimleri kapsamaktadır. Okul öğrenmelerinde, duyuşsal özellikleri ile ilgili öğrenmeler çok önemli bir yer tutmaktadır (Senemoğlu, 2012).

Duyuşsal alan insanın geliştirdiği duyuş ve değerlerle ilgilidir. Bu davranışların ilgiler, tutumlar, değer yargıları, kişilik, sosyal uyum vb. başlıklar altında incelenmesi gelenekselleşmiştir (Turgut ve Baykul, 2014). Bloom taksonomisine göre duyuşsal alanda duyuşla ilgili süreçler ön planda tutulmuştur. Bloom'un tam öğrenme modelinde yer alan duyuşsal giriş özelliklerinin (ilgi, tutum, akademik benlik), başarıdaki değişkenliğin %25'ini açıklama gücünde olduğu ifade edilmektedir (Senemoğlu, 2012).

Yetenek, başarı, tutum, ilgi, sosyal çevre vb. eğitimde ölçme konusu olan değişkenlerin çoğu psikoloji ve sosyolojinin konusu olan veya onlarla yakından ilişkili olan değişkenlerdir. Bu sebeple eğitimdeki değişkenler de, sosyal bilimlerin diğer dallarında olduğu gibi, işevuruk tanımlanmasında güçlük çekilen ve genellikle güvenilirliği düşük ölçme sonuçları veren türden olup geçerliliği ve güvenilirliği artırıcı çalışmalar sürdürülmektedir (Baykul, 2015). Duyuşsal özelliklere sahip olma düzeyi ile başarı düzeyi arasında istatistiksel olarak güvenilir ve geçerli kestirimlerde bulunmak için bireylerin bu alanda hazırlanan ölçekleri samimi ve gönüllü olarak yanıtlamaları, ölçeğin de mutlak anlamda amacına uygun hazırlanmış maddelerden oluşması gerekir.

Duyuşsal özellikler, Türkiye'de öğrencilerin PISA 2012 matematik okuryazarlığı performansını manidar düzeyde açıklayan özelliklerden biri olarak belirlenmiştir. PISA çalışmalarında sınırlı sayıda madde ile ölçülen duyuşsal özellikler, doğal olarak öğrencilerin kendilerini rapor ettikleri şekilde tanımlanmaktadır. Madde sayısının az olması ve maddelere verilen yanıtlarda algı ve eğilimlerin ön plana çıkma olasılığı, gerçek durumun gözlenmesinde önemli bir güçlük oluşturabilmektedir. Bu duruma bağlı olarak Türkiye'de öğrencilerin matematiğe yönelik duyuşsal özellikleri açısından kendilerini yeterli ya da üst düzeyde gördükleri ya da görme eğiliminde oldukları düşünülmektedir (Anıl, Özer Özkan ve Demir, 2015).

Öğrencilerin matematiğe yönelik duyuşsal özellikleri ve dolayısıyla öğrenci performansı üzerindeki açıklayıcılığı en yüksek olan deęişken matematiğe yönelik ilgidir. Dięer bir ifadeyle öğrencilerin matematiğe yönelik duyuşsal özellikleri içerisinde matematiğe yönelik ilgileri, dięer deęişkenlere göre matematik okuryazarlığı performansının daha iyi bir açıklayıcısıdır (MEB, 2015).

2.1.4. İlg

İlg, bireyin bir derse ya da konuya yönelik olarak; farkında olma, almaya açık olma, dikkatini yöneltme, uysal davranma, karşılık verme isteęi gösterme, karşılık vermekten tatmin duyma, kabullenme ve taraftar olma davranışlarını göstermesi olarak tanımlanmaktadır. Bir derse veya konuya karşı ilg ve tutum iki ayrı kavram olmakla birlikte, bunların sınırlarını çizmenin kolay olmadığı, tutum söz konusu olduğunda; karşılık verme isteęi gösterme, karşılık vermekten tatmin duyma, kabullenme ve taraftar olma davranışları ile birlikte adanma ve deęerleriyle uyumlaştırma şeklindeki davranışları da katmak gerekmektedir (Özçelik, 2014).

İlg ve akademik başarı arasındaki ilişkinin incelendięi çalışmaların bazılarında öğrencilerin öğrenim düzeyleri arttıkça ilg ile başarı arasındaki olumlu ilişkinin de arttığ sonucuna ulaşılmıştır. Öğrencilerin yaşları arttıkça ilg alanlarının farkına vardıkları, bu nedenle de ilg ile başarı arasındaki olumlu ilişkinin de arttığ sonucuna ulaşılmıştır. Küçük yaşlarda birçok şeye ilg gösterip zamanla ilgilerini kaybeden öğrenciler, özellikle ergenlik dönemlerinden sonra ilgilerinin ne yönde olduğunun farkına varırlar (Krapp, 1999).

İlg alanlarının neler olduğunun farkına varan öğrenciler, ilg duydukları konular hakkında araştırmalar yapmak isterler. Yeni bilgiler öğrenmeye hazır olan öğrenciler, konuları daha kolay ve hızlı bir şekilde öğrenebilirler. İlgileri yüksek olan öğrenciler, dikkatlerini ilgilendikleri konuya verirler, o konuyla uğraşmak için kendilerinin hazır hissedirler ve böylece öğrencilerin konuyu başarıyla öğrenme ihtimalleri artar (Krapp, 1999).

2.1.5. Klasik Test Kuramı

Ölçme tarihi incelendiğinde iki temel kurama rastlanmaktadır. Bunlardan kronolojik olarak daha önce olanı “KTK” dir. KTK'nin uygulandığı ölçek ve testlerde güvenilirliği belirlemenin sınırlılığı, bireyin psikolojik özelliklerine göre ölçek ve test geliştirmede yaşanan zorluklar, kestirilen test ve madde parametrelerinin gruba bağımlı olması nedeniyle MTK, 20. yüzyılın ortalarında KTK'ye alternatif olarak çıkmıştır. (Crocker ve Algina, 1986).

Ölçmede gözlenen bir özelliğin bireyde var olan gerçek değeri (gerçek puan) bulunmak istenir. Ancak ölçmeye karışan çeşitli hatalar yüzünden bu gerçek değer, ölçme yoluyla doğrudan (gözlenen puanlar yardımıyla) elde edilemez, gözlenen puanlar yardımıyla kestirilmeye çalışılır. Hatayı ele alma biçimine göre bazı istatistiksel kuramlar geliştirilmiştir. Bunlardan biri, KTK adıyla bilinen ve üzerinde çok çalışılan kuramdır. Gerçek puan ölçme yoluyla doğrudan elde edilemez, bazı varsayımlarla gözlenen puanlardan kestirilir. Bu sebeple KTK'ye gerçek puan kuramı da denir (Baykul, 2015).

KTK'de gözlenen puan içinde, gerçek puan ile ölçmede yapılan tesadüfi hatadan gelen bir miktar hata puanı bulunur. Bu açıklama KTK'nin temel sayılısını oluşturur. M evreninden tesadüfi çekilen bir birey için X gözlenen puanı, T gerçek puanı ve E hata puanı birer tesadüfi değişkendir. Gözlenen puan, gerçek puanı ve hata puanı cinsinden; Gerçek Puan= Gözlenen Puan \pm Hata Puanı ($Z= T +E$) ifadesiyle yazılır. Bu ifadeye KTK'nin temel denklemi denir. KTK'nin gözlenen puan, gerçek puan ve hata puanı varyanslarının pozitif ve gözlenen puanlar varyansının sonlu olduğu kabul edilir (Baykul, 2015).

Gözlenen puanlar varyansının sonlu olmasının, gözlenen ve gerçek puanların beklenen değerlerinin de sonlu olması sonucunu doğurduğu hususunun Kendall ve Stuart tarafından ispat edilmiştir. KTK, gözlenen puanların, gerçek puan ile hata puanlarının toplamıdır. Bu tanım kuramın esas denklemini oluşturmaktadır. Dolayısıyla bu tanıma bağlı sayılılar şunlardır (Baykul, 2015):

- 1- Hataların evrendeki dağılımının ortalaması sifıra eşittir.
- 2- Bir ölçme kümesine ait gerçek puanlar ile hata puanları arasındaki korelasyon sifıra eşittir.
- 3- İki farklı ölçme kümesine ait hata puanları arasındaki korelasyon sifıra eşittir.
- 4- Bir ölçme kümesine ait hata puanları ile aynı değişkeni ölçen başka bir ölçme kümesine ait gerçek puanlar arasındaki kovaryans ve korelasyon sifıra eşittir.

Eđitim ve psikoloji alanlarında hazırlanan test ve ölçeklere bađlı madde ve test istatistiklerinin puanlanarak KTK'ye dayalı olarak kestirilen deđerleri bireye ait ölçülen özelliđe sahip oluş derecesini vermektedir. Fakat KTK'nin yukarıda bahsedilen sayıtlılara rađmen bir takım sınırlılıkları da mevcuttur. KTK'ye göre maddeye, teste veya bir bireye ait parametreler testi alan gruba bađımlıdır. Bu sebeple herhangi bir referans olmaksızın sunulan madde parametreleri çok fazla bir bilgi sađlamaz. KTK'nin sınırlılıđının odak noktası bir ya da birkaç grup için ölçmelerin birleřtirilmesine ve yorumlanmasına temel teřkil edecek ölçüt bulunmamasıdır (Kan, 2006).

KTK'de testler genellikle orta yetenek düzeyindeki bireyler temel alınarak geliştirilmektedir. Bu yüzden yetenek düzeyleri bakımından dađılımanın iki ucunda bulunan yüksek ve düşük yetenek düzeyindeki bireyler için, KTK dođru yetenek ölçülerinin elde edilmesine olanak vermemektedir. Ölçme hatalarına iliřkin varyansın tüm cevaplayıcılar için aynı kalması KTK'nin bir başka sınırlılıđıdır. Başka bir deyiřle, KTK'de, ölçme hatalarının aynı toplam puanı alan bireyler için hata miktarının da aynı olduđu varsayılmaktadır. Bireylerin test ya da ölçek puanlarının kullanılan teste bađımlı olması; testin madde ve istatistiklerinin ise testin uygulanacađı gruba bađımlı olmasından dolayı test içindeki maddelerin, bir başka deyiřle, madde ve test özellikleri bakımından karřılařtırılan grupların aynı düzeyde olduđunu söylemek mümkündür. Ölçülmek istenen özellik bakımından diđer gruplara oranla daha üstün gösteren maddelerin belirlenmesi ve test puanlarının eřitlenmesi gibi sorunların çözümünde KTK yetersiz kalmaktadır (Dođan ve Tezbařaran, 2003; Nartgün, 2002). KTK'de ölçme hataları tüm gruplar için tek bir deđerle hesaplanır. Güvenirlik katsayısı, farklı yetenek düzeylerinde olan bireylerin eřit olduđu varsayımına dayandırılarak tek bir güvenilirlik katsayısı ile ifade edilir. KTK, likert tipi ölçeklerde üst düzey yetenek kestirimlerinin teste ve gruba bađımlı olarak gerçekleřmesi, madde yanlılıđı ve test eřitleme konularında yetersiz olması, hatanın tek bir kaynađa atfedilmesinden ve buna bađlı olarak da kestirilen güvenilirlik deđerlerinin farklılařmasının mümkün olmaması kuramın sınırlılıđını oluřturmuřtur.

2.1.5.1. Klasik Test Kuramında Madde Parametreleri

Testin belli bir grup üzerinden hesaplanan özelliklerine test ve madde istatistikleri denilmektedir (Cronbach, 1984). Bu kuramda madde parametreleri, test ve madde parametreleri olarak iki bařlık altında incelenmiřtir.

Test Parametreleri: Bir ölçme aracı olarak testin özellikleri, genellikle, ortalaması, varyansı, çarpıklığı ve basıklığı gibi test puanları dağılımının parametreleri ile güvenilirlik ve geçerlik dereceleridir. Testin bu sayısal özelliklerine test parametreleri (evren için) denir. Test parametreleri testin evrene ait sayısal özelliklerini belirten hipotetik betimleyiciler, test istatistikleri ise, testin belli bir gruba uygulanmasından elde edilen o gruba ait betimleyicilerdir (Baykul, 2015).

Eğitim ve psikolojide ölçme araçları için istenilen nitelikler, kabul edilebilir geçerlik ve güvenilirlik katsayıları ve bir grup bireye uygulandığında ölçmenin amacına uygun olarak elde edilecek dağılım istatistikleridir. Başlıca test istatistikleri, test puanlarının aritmetik ortalaması, varyansı(standart kayması) çarpıklık ve basıklık katsayısı, geçerlik ve güvenilirlik katsayısı, iki test arasında kovaryans ve korelasyon katsayısıdır. (Baykul, 2015).

Madde Parametreleri: Bir test maddelerden oluşur. Madde, testin puanlanabilen en küçük birimdir. Testin özellikleri olduğu gibi, maddenin de özellikleri vardır. Maddenin özellikleri, testin özellikleri gibi sayısal olarak ifade edilebilir. Maddenin özelliklerini belirten bu sayılara madde parametreleri denir. Bu parametreler de, deneme grubundan elde edilen cevaplardan kestirilir. Test parametrelerinde olduğu gibi madde parametreleri de, maddenin hitap ettiği evrene ait hipotetik özelliklerini belirtir. Maddenin belli bir gruba ait özelliklerini belirten sayılara da madde istatistikleri denir (Baykul, 2015).

Madde istatistikleri; madde güçlük indeksi, varyansı, çarpıklık ve basıklık katsayısı, madde ayırıcılık gücü indeksi ve güvenilirlik katsayısı olarak çok kategorili ölçeklerin psikometrik özelliklerinin belirlenmesinde bu katsayılardan yararlanılır.

2.1.5.2. Likert Tipi Ölçeklerin Psikometrik Özelliklerinin Klasik Test Kuramına Kestirilmesi

Dereceleme toplamlarıyla ölçekleme tekniklerinden biri olan likert tipi ölçekler ise, 1932'de R. Likert tarafından geliştirilmiştir. Likert tipi ölçekler, bireylerin kendileri hakkında bilgi verdiği denek tepkilerine dayanır. Likert tipi dereceleme ölçeklerinde, bireyin kendisini başkalarından daha çok tanıdığı ve anladığı sayılıdır. Bireyin hem bu sayılıyı karşılayacak içgörüyü sahip olması, hem de kendisi hakkındaki bilgileri eksiksiz ve çarpıtmadan vermesi beklenir (Tezbaşaran, 2008).

Likert tipi ölçeklerde yaklaşık olarak eşit sayıda olumlu ve olumsuz ifade yer alır. İfadelere karşılık gelen tipik tepki seçenekleri genelde “Tamamen Katılıyorum, Katılıyorum, Kararsızım, Katılmıyorum, Kesinlikle Katılmıyorum “ şeklindedir. Olumlu cümlelerde Tamamen Katılıyorum’ dan başlayarak “5,4,3,2,1”; olumsuz cümlelerde ise “1,2,3,4,5” şeklinde puanlama yapılır. Ölçekle bir ifadeye “Tamamen Katılıyorum” tepkisini veren bir bireyin çok olumlu bir tutuma sahip olduğu ve o maddeden yüksek puan alacağı, “Kesinlikle Katılmıyorum” tepkisini veren bireyin çok olumsuz bir tutuma sahip ve o maddeden düşük bir puan alacağı söylenebilir (Tezbaşaran, 2008).

Likert tipi ölçeklemede ifadeler ya da durumlara verilecek tepkiler ağırlıklandırılmış tepkilerdir; ancak bu ağırlıklar gerçek sayı değerleri değil, sıralama düzeyindedirler. Likert tipi ölçek geliştirme yönteminde, tepki kategorileri, 3’lü, 5’li, 7’li de olabilir. Ancak, kategori sayısı azaldıkça ölçeğin duyarlılığı da azalır. Likert tipi ölçek geliştirme yöntemi, tutum ölçmek amacıyla geliştirilmiş olmasıyla birlikte; başka psikolojik değişkenlerin ölçeklenmesi için de elverişli bir yöntemdir (Erkuş, 2016).

KTK’ye göre likert tipi ölçeklerde madde düzeyinde psikometrik özelliklerinin tespit edilmesinde kullanılan teknikler aşağıda ifade edilmiştir.

Madde ayırıcılık gücü: Bir ölçme aracını oluşturan maddelerin, o ölçme aracı ile ölçülmeye çalışılan özelliğe sahip olanlarla olmayanları ayırabilme gücü olarak tanımlanır. Madde puanlarıyla test puanları arasındaki korelasyon olarak da tanımlanır. Bu tanıma göre, testin tamamından alınan puanlar madde ayırıcılığı için ölçüt kabul edilir. Bireylerin, testi cevaplama niteliklerini yansıttıkları varsayımı altında, testin bütünüyle ölçülen niteliğe sahip olanların, bir başka deyişle test puanı yüksek olanların, maddeyi doğru cevaplamaları; sahip olmayanların yani test puanları düşük olanların, yanlış cevaplamaları veya boş bırakmaları beklenir. Bu düşünceyle, bir M evreninde tesadüfi olarak seçilen bir bireyin test puanı yüksekse maddeyi doğru cevaplama olasılığı yüksek, test puanı düşükse maddeyi doğru cevaplama olasılığı da düşüktür. O halde, madde yeteri kadar ayırıcı ise, test puanı düşük olanlar maddeyi yanlış cevaplamalı veya cevapsız bırakmalıdır. Görüldüğü gibi, madde ayırıcılık gücü için test puanları bir ölçüttür (Baykul, 2015).

Madde ayırıcılık gücünü test etmede en çok kullanılan iki yöntem, korelasyon ve iç tutarlık ölçütüne (t-testine) dayalı istatistiksel analizlerdir. Korelasyona dayalı analizde, madde ayırıcılık gücü, ölçülen her bir özellik için elde edilen madde puanları ile ölçek puanları arasındaki korelasyon katsayısı ile test edilir. Belirlenen bu katsayıya madde ölçek korelasyon katsayısı da denir. Ölçekten elde edilen puan bir bakıma ilgili maddeden alınan puanı da ifade eder, bunun için madde ayırıcılık gücü hesaplanırken, maddelere verilen tepki sonucu oluşan madde puanı dışında ölçek puanının hesaplanması gerekmektedir. Madde-ölçek puanları arasındaki korelasyon katsayılarının belirlenmesi ancak Pearson momentler çarpımı korelasyonu katsayısı ile hesaplanabilir. Pearson momentler çarpımı korelasyon katsayısının hesaplanmasında kullanılan eşitlik aşağıda ifade edilmiştir.

$$r = \frac{n \sum XY - \sum X \sum Y}{\sqrt{[n \sum X^2 - (\sum X)^2][n \sum Y^2 - (\sum Y)^2]}}$$

Pearson momentler çarpımı korelasyon katsayısının 1,00 olması, tüm noktaların eğimi pozitif olan bir doğru üzerinde olduğunu yani mükemmel pozitif korelasyonu; -1,00 olması tüm noktaların eğimi negatif olan bir doğru üzerinde olduğunu, mükemmel negatif korelasyonu gösterir. Katsayının 0,00 olması ise ilişkinin olmadığını gösterir. Eğer r, 0,30 – 0,70 arasında kalıyor ise, iki değişken arasında orta düzeyde bir ilişkinin olduğu söylenebilir. Bu değer, 0,70'den büyük ise yüksek ve 0,30'dan küçük ise düşük düzeyde bir ilişkiyi gösterdiği ifade edilebilir. İlişkinin pozitif tarafı için düşünülen bu yorum, negatif tarafı için de benzer şekilde yapılabilir (Büyüköztürk vd., 2016).

İç tutarlık ölçütüne (t-testi) dayalı analizde iki bağımsız gruptan elde edilen ortalamalar arasındaki farkın manidarlığı test edilir. Öncelikle her bireyin ölçek puanı, ölçekteki maddelere verdiği tepki düzeyleri toplanarak bulunur. Bireylere ait ölçülmek istenen özelliğe ait ölçek puanları en büyükten en küçüğe doğru sıralanır. Ölçek puanlarının sıralamasının en üst ve en alt ucunda bulunan bireylerin %27'si seçilir. Üst grupta yer alan bireyler, ölçeğin bütünü ile ölçülen özelliğe olumlu yönde sahip olanları, alt grup ise ölçülen özelliğe ait olumsuz yönde sahip olanların bulunduğu bireylerden oluşur. Üst ve alt gruptaki bireylerin her bir madde için madde puanları ortalamaları belirlenip bu ortalamalar arasındaki farkların istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı t testi ile tespit edilir. t değerinin hesaplanabilmesi için genel olarak aşağıdaki eşitlik kullanılmaktadır (Erkuş, 2016).

$$t = \frac{\bar{X}_\ddot{u} - \bar{X}_a}{\sqrt{\frac{S_\ddot{u}^2}{n} + \frac{S_a^2}{n}}}$$

ü: üst grup, a: alt grup

\bar{X} : Grubun madde puanları aritmetik ortalaması

S^2 : Grubun madde puanları varyansı

n: Gruptaki cevaplayıcı sayısı

Üst grubun bir maddeye verdiği tepkilerin ortalamasının, alt gruptakilerin o madde için ortalamasından daha düşük olmalıdır. t değerleri pozitif olmalıdır, böyle bir madde ayırt edicidir; negatif veya pozitif ama alt-üst farkı istatistiksel olarak anlamlı değilse o madde ayırt edici değildir. Tek boyutluluk mantığı içinde bakıldığında bu önerme doğrudur (Erkuş, 2016).

Maddelerin ölçtüğü tutum düzeyi: Bireyler Likert tipi tutum ölçeklerinde bulunan maddelere bir tepkide bulunurken, her bir maddenin kapsamına ilişkin tutumlarının düzeylerini bildiriler. Her bir maddeye verilen tepkilerin sonucu ortaya çıkan tutum derecelerinin aritmetik ortalaması maddenin ölçtüğü tutum düzeyi olarak adlandırılır. 5 dereceli Likert tipi tutum ölçeklerinde bir maddenin ölçtüğü tutum düzeyi 1 ile 5 arasında değişen değerler alır. Bir madde için kestirilen “maddenin ölçtüğü tutum düzeyi” değerinin yüksek olması bireylerin o maddenin kapsamına ilişkin olumlu, düşük olması ise olumsuz tutuma sahip olduklarını gösterir.

Güvenirlilik: Güvenirlilik, testin ölçmek istediği özelliği ne derece doğru ölçtüğü ile ilgilidir (Büyüköztürk, 2016). Yine diğer bir tanım, aynı testi farklı durumlarda alan aynı bireylerin puanlarının tutarlığı (Anastasi'den [1976] aktaran Erkuş vd., 2017) biçimindedir. Güvenirliği bir bireyin kazandığı puanların kendi kendisiyle tutarlığı (Ghiselli vd., [1981] aktaran Erkuş vd., 2017) belirli bir durumda araçtan elde edilen sonucun yeniden üretilebilirliği (redocible) olarak tanımlanmaktadır. (Magnusson'dan [1967] aktaran Erkuş vd., 2017).

Güvenirlilik, bir ölçme aracının aynı bireyler üzerinde tekrarlı ölçmeler sonucu duyarlı, kendi içinde tutarlı ve kararlı ölçme sonuçları verebilmesidir. Ölçek puanlarında güvenirliliğin düşük olması ölçme sonuçlarına karışan tesadüfî hata oranının yüksek olduğunu, bir uygulamadan diğerine tutarsız sonuçlar verdiğini gösterir. Ölçme sonuçlarının tutarlı olmaması bireyler hakkında verilecek kararların sonuçlarını olumsuz yönde etkiler.

Bu bakımdan güvenirlilik, aynı araçla ve aynı bireyler üzerinde sonsuz kez tekrar edildiğinde gerçek puana yaklaşımla derecesidir. Bu sebepten güvenirlilik, aynı bireyler üzerinde yapılan, bir niteliğe ait ölçmelerin benzer şartlarda tekrar elde edilebilirliği olarak da tanımlanır güvenirliliğin tesadüfî hatalardan arınıklılığın bir ölçüsü olarak düşünülmesi, onun, X gözlenen ve T gerçek puanları arasındaki bir bağıntı yoluyla ifade edilmesine imkân sağlar. Bu ifade ile güvenirlilik indeksi, gözlenen puanlar ile gerçek puanlar arasındaki korelasyonun karesi veya gerçek puanlar varyansının gözlenen puanlar varyansına oranı olarak tanımlanır (Baykul, 2015).

Bireylerin test maddelerine verdikleri cevaplar arasındaki tutarlılık olarak tanımlanan güvenirlilik, testin ölçmek istediği özelliği ne derecede doğru ölçtüğü ile ilgilidir. Testin güvenirlilik katsayısı olarak hesaplanan korelasyon (r), test puanlarına ilişkin bireysel farklılıkların ne derece gerçek ve ne derece hata faktörüne bağlı olduğunu yorumlamak amacıyla kullanılır. Güvenirlilik katsayısı .80 olan bir test için bireyler arası gözlenen test puanlarındaki farkların %80 oranında gerçek farkları, %20 oranında ise hatayı yansıttığı söylenebilir (Büyüköztürk, 2016).

Likert tipi tutum ölçeklerinin güvenirliliğinin belirlenmesinde sıkça kullanılan yöntemler : Cronbach alfa iç tutarlık güvenirliliği ve test tekrar test güvenirlilik yöntemleridir. (Tezbaşaran, 2008). Cronbach alfa iç tutarlık katsayısı aşağıdaki eşitlikle hesaplanmaktadır.

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^k S_i^2}{S_x^2} \right)$$

k = Ölçekteki madde sayısı

S_i^2 = Madde puanlarının varyansı

S_x^2 = Ölçek puanlarının varyansı

Cronbach alfa katsayısı, ölçek içinde bulunan maddelerin iç tutarlığının bir ölçüsüdür. 0,00 ile 1,00 arasında değişen değerler alır. Cronbach alfa katsayısının 1,00'e yakın olması, ölçekte yer alan maddelerin birbirleri ile tutarlı olduğunu ve aynı özelliği ölçtüğü ile ilgili yorumlanabilir. Ölçeğin α katsayısı ne kadar yüksek olursa bu ölçekte bulunan maddelerin o ölçüde birbirleriyle tutarlı ve aynı özelliğin öğelerini yoklayan maddelerden oluştuğu şeklinde yorumlanır (Tezbaşaran, 2008).

Likert tipi ölçeklerin güvenilirliğinin kestirilmesinde kullanılan bir diğer yöntem test-tekrar test güvenilirliğidir. Test-tekrar test güvenilirliği testin aynı yanıtlayıcı grubuna iki defa uygulanması esasına dayanır. Her iki uygulamadan elde edilen puanların Pearson momentler çarpımı korelasyon katsayısından yararlanılarak güvenilirliği belirlenir. İki uygulamadan elde edilen puanlar arasındaki korelasyon katsayısı puanların ne derecede kararlı olduğunu gösterir, korelasyon katsayısının pozitif ve yüksek değerde olması, ölçme aracının kararlı sonuçlarla kararlılık anlamında güvenilirliğinin yüksek olduğunu ifade eder.

Geçerlik: Bir ölçme aracının, sadece o ölçme aracıyla ölçülmek istenen değişkeni ölçmesi, başka değişkenlerle karıştırmadan ölçebilmesidir. Likert tipi ölçeklerden elde edilen puanların kullanılış amacına göre geçerlilik türleri; yapı, kapsam, görünüş ve ölçüte dayalı geçerliliklerdir.

Yapı geçerliğinin saptanmasında; (1) Yapı, özellikler, başka yapılarla ilişkiler, durumlar belirtilerek yapı hakkında kuramsal ve operasyonel tanımlar yapılmalı, (2) bunlara dayalı hipotezler kurulmalı, (3) bu hipotezleri yoklamak üzere uygun bir araç veya araçlar geliştirilmeli veya varsa hazır olanlar alınmalı, (4) araç uygun bir gruba uygulanarak gerekli veri toplanmalı ve (5) verinin hipotezleri destekleme durumuna göre yapının ortaya çıkan özelliklerinin ortaya konması ve desteklememe durumuna göre de alternatif hipotezler aranması yoluna gidilerek yol izlenmelidir (Baykul, 2015).

Eğer bir ölçme aracı, temelini oluşturan kuramsal yapıyı ölçüyorsa, bu ölçme aracının yapı geçerliğine sahip olduğu söylenebilir. Bir ölçeğin iç tutarlık ölçüsüne bakılarak yapı geçerliğine ilişkin yorum yapılabilir. Ancak iç tutarlılık katsayısı ölçeğin yapı geçerliğine ilişkin ipucu vermekle birlikte ölçeğin alt boyutlarının sayısı hakkında bilgi vermez. Ölçülmek istenen yapının kaç boyutlu olduğu faktör analizi ile belirlenebilir. Yapı geçerliğinin belirlenmesinde en sık kullanılan yöntem faktör analizidir. (Tekin, 2017).

Kapsam geçerliği, bir bütün olarak testin ve testteki her bir maddenin amaca ne derece hizmet ettiği. Bir testin kapsam geçerliği, o testteki toplam maddelerin ölçülecek davranışları, konu içeriğini örnekleme derecesine ve testteki her bir maddenin ölçmek istediği davranışı ne derece iyi ölçtüğüne bağlıdır. Ölçme konusu olan evreni yeterli ve dengeli olarak örnekleyen ve kapsadığı maddelerin her biri ölçmek istediği davranışı gerçekten ölçen bir test, kapsam geçerliğine sahiptir (Tekin, 2017).

Görünüş geçerliği, bir testin gerçekten ne ölçtüğüyle değil, onun ne ölçüyor görüldüğü ile ilgilidir. Testin bütünü için söz konusu edilen görünüş geçerliği, testteki her bir soru için de söz konusudur. Testteki her bir soru da, görünüş geçerliğine sahip olmak için, ölçmek istediği şeyi ölçüyor görünmelidir (Tekin, 2017).

Ölçüte dayalı geçerlik, yordayıcının seçilen bir ölçütle korelasyonuna dayandığından, bir ölçüte göre geçerlik adı verilir. Ölçütün yeterli geçerlik ve güvenilirliğe sahip olması kaydıyla korelasyonun (+1)'e yakınlığı yordayıcının geçerliğine, 0'a yakınlığı düşük geçerliğe ve (-1)'e yakınlığı da yordayıcının ölçütün ölçtüğünden başka ve onunla ters yönde değişen bir değişkenle ilgili olduğu yönünde yorumlanır. Bu geçerlik türü ölçütün elde edilme zamanına göre iki türde incelenir. Ölçüt bağıntılı geçerlik, ölçütün ölçümlerden sonra elde edilmesi halinde yordama; ölçütün ölçümlerden önce veya yakın zamanda elde edilmiş ise uyum geçerliği şeklinde adlandırılır. Uyum geçerliği, ölçüt puanlarının yordayıcı puanlarla aynı zamanda ya da daha önce elde edilmesidir. Yordama geçerliği ise ölçüt puanların, yordayıcı puanlardan sonra elde edilmesi halindeki geçerliktir (Tekin, 2017).

2.1.6. Madde Tepki Kuramı

KTK'nin uygulandığı ölçek ve testlerde güvenilirliği belirlemenin sınırlılığı, bireyin başarı, yetenek, kişilik, ilgi, tutum gibi özelliklerine göre ölçek ve test geliştirmede yaşanan zorluklar, bireye, teste ve maddeye ait parametrelerin gruba bağımlı olması MTK'nin geliştirilmesine zemin oluşturmuştur. KTK'nin yapısından kaynaklanan sınırlılıkları ortadan kaldırmak için geliştirilen kuram Thurstone, Thorndike, Horst, Binet ve Simon'un 1920'li yıllarda yaptıkları çalışmalarla başlamış ancak Lawley, Novick, Birnbaum ve Lord'un çalışmalarıyla kuramın geliştirilmesinde önemli katkıları olmuştur. Özellikle Lord'un 1950'li yıllarda yaptığı çalışmalar MTK'nin dönüm noktası olarak kabul edilir (Hambleton ve Swaminathan, 1985).

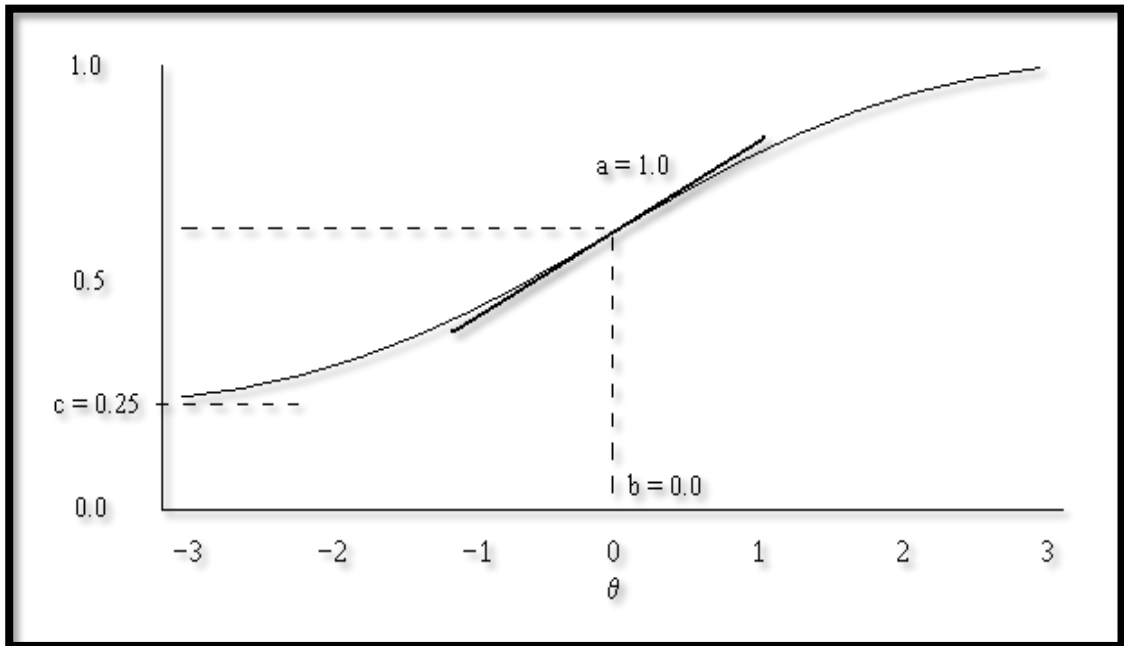
MTK’de bireylerin yetenek kestirimleri uygulanan testten, madde parametreleri de testin uygulandığı gruptan bağımsızdır. Yani, aynı özelliği ölçmeye yönelik olarak hazırlanmış olan farklı maddelere verilen tepkilere dayalı olarak kestirilen yetenek parametreleri değişmezdir. Bu özelliği sayesinde MTK, KTK’deki madde ve test istatistiklerinin (madde ayrıcalık gücü, madde ortalaması, bireylerin test puanları, testin geçerliği ve güvenilirliği vb.) testin uygulandığı gruba bağımlı olması ve bireylerin ölçülen özelliğe ilişkin ölçülerinin kendilerine uygulanmış olan testin maddelerine bağımlı olması gibi sınırlılıklarını ortadan kaldırmaktadır (Nartgün, 2002).

MTK iki temel varsayıma dayanır. (1) bir bireyin bir test maddesine ilişkin performansı özellik, örtük özellik ya da yetenek adı verilen bir takım faktörlerle kestirilebilir veya açıklanabilir; (2) bireyin maddeye ilişkin performansı ile bu performansın belirleyicisi olan özellik, örtük özellik ya da yetenek arasındaki ilişki madde karakteristik fonksiyonu veya madde karakteristik eğrisi adı verilen monoton artan fonksiyonla ifade edilebilir. Bu fonksiyona göre, bireyin yetenek düzeyi arttıkça maddeyi doğru cevaplandırma olasılığı da artmaktadır (Hambleton vd., 1991).

MTK’nin modelleri bir ölçme aracı tarafından ölçülen (θ sembolü ile gösterilen) yetenek ya da özellik ile bir maddeye verilen cevap arasındaki ilişkiyi gösterir. Maddeye verilen cevap ikili (iki kategorili) olabilir, örneğin doğru-yanlış, evet-hayır, katılıyorum veya katılmıyorum gibi. Ya da çoklu (iki kategoriden daha fazla) olabilir. Maddeler ile ölçülen yapı akademik yeterlik ya da yetenek olabileceği gibi bir tutum ya da inanış da olabilir (DeMars, 2010).

Madde Karakteristik Eğrisi: Madde puanının yetenek üzerindeki regresyonu, madde karakteristik fonksiyonu (eğrisi) olarak adlandırılır. Madde karakteristik eğrisi, bireyin maddeye doğru yanıt verme olasılığını, testle ölçülen yeteneğine bağlayan matematiksel bir fonksiyondur. Bir başka deyişle, madde puanlarının test tarafından ölçülen yetenek üzerindeki doğrusal olmayan regresyonudur (Erkuş vd., 2017). Madde karakteristik eğrisi, MTK’nin temel taşı niteliğindedir. MTK’deki diğer tüm yapılar, bu eğri üzerine inşa edilmiştir. Madde karakteristik eğrisinde eğriyi tanımlamak için kullanılan üç teknik özellik vardır: madde güçlüğü (b parametresi), madde ayırt ediciliği (a parametresi) ve şans başarısıdır (c parametresi). Bu üç özellik madde karakteristik eğrisinin şeklini betimler (Baker, 2001).

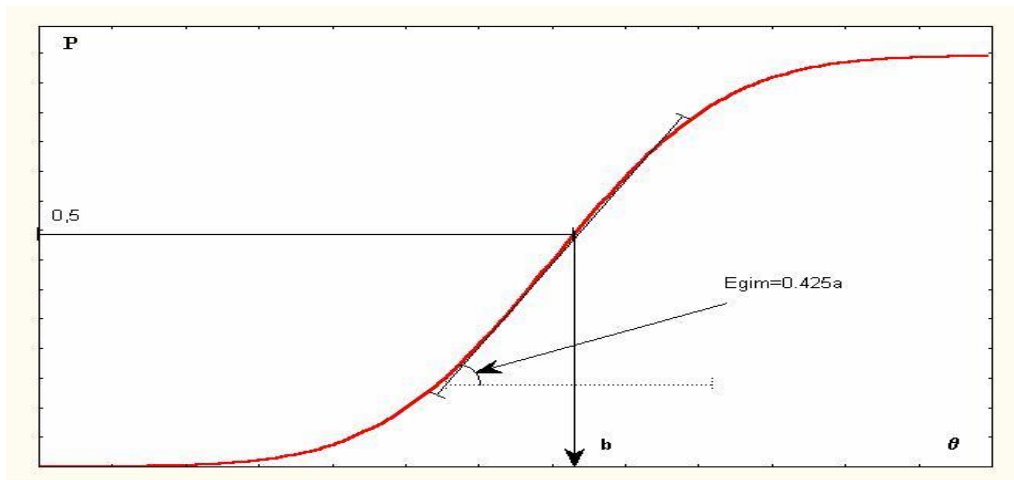
b parametresi: MTK'deki madde güçlüğü, maddenin yetenek ölçeğinin hangi noktasında işlevsel olduğunu belirtir. Madde güçlüğü olarak adlandırılan b parametresi, bir maddenin %50 olasılıkla doğru yanıtlanması için gerekli yetenek düzeyini gösterir ve θ ile aynı ölçek üzerinde uzanır (Lord ve Novick, 1968). Madde güçlüğünün kuramsal olarak $-\infty$ ile $+\infty$ arasında değerler alabilmesine rağmen genellikle -3 ile +3 arasında tanımlandığı görülmektedir. Maddelerin b değeri arttıkça, maddeyi doğru yanıtlandırabilmek için gerekli yetenek düzeyi artmaktadır. MTK'de yetenek kestirimi için pozitif b değerleri maddenin zor, negatif b değerleri ise kolay bir madde olduğunu göstermektedir. Örneğin; kolay bir madde düşük yetenek düzeyindeki katılımcılar için daha işlevsel iken, zor bir madde yüksek yetenek düzeyindeki katılımcılar arasında daha işlevseldir. Dolayısıyla MTK'deki madde güçlüğü maddenin yetenek ölçeği üzerinde bulunduğu noktayla ilgili indekstir (Baker, 2001). Farklı yetenek düzeyine sahip olan bireylerden oluşan gruplarda maddenin çok zor ya da çok kolay olması istendik bir durum değildir çünkü maddeyi doğru yanıtlamak için gerekli yetenek düzeyi hakkında doğru bilgi vermesi imkânsız olabilir. Şekil 2'de bir maddenin yetenek ölçeği üzerinde 0,5 olasılıkla doğru cevaplanma oranına denk gelen yetenek düzeyinin kestirildiği nokta gösterilmiştir. Yetenek kestiriminde $b \cong 0,0$ olması maddenin orta güçlükte bir madde olduğunu gösterir. Dolayısıyla b parametresinin en iyi işlediği yetenek düzeyinin ölçüsü olarak kabul edilen bu sonuç istenen bir durumdur ve bu tür maddelere “ideal maddeler” denir.



Şekil 2. Madde Karakteristik Eğrisi “b” parametresi

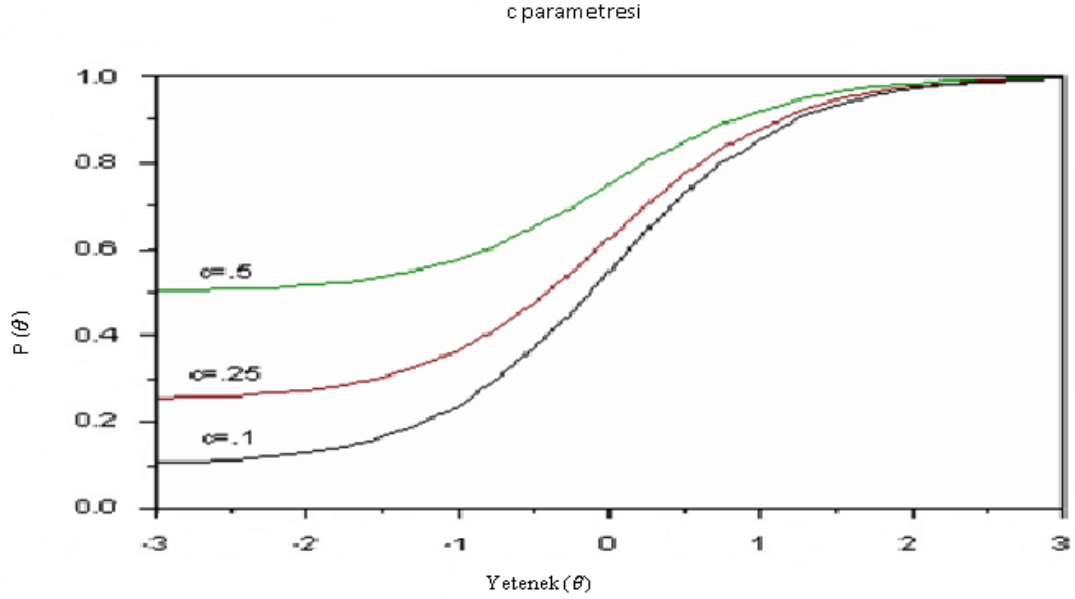
a parametresi: Madde ayırıcılık parametresi (a), madde karakteristik eğrisinin büküldüğü noktadaki eğimine karşılık gelmektedir. MTK'deki madde ayırt ediciliği, maddenin bulunduğu noktanın altındaki ve üstündeki yetenek düzeylerine sahip katılımcıları birbirinden ne kadar iyi ayırt edilebildiğini yansıtır. Madde ayırt ediciliği esas olarak, madde karakteristik eğrisinin orta noktasındaki dikliği ifade eder. Daha dik olan eğriler, madde ayırt ediciliğinin daha yüksek olduğunu gösterir. Daha düz olan eğriler ise maddenin ayırt ediciliğinin düşük olduğuna işaret eder. Madde karakteristik eğrisi düz olan maddenin doğru yanıtlanma olasılığı, düşük yetenek düzeyleri ile yüksek yetenek düzeylerinde yaklaşık aynı olmaktadır (Baker, 2001). MTK'deki a parametresi, elde edilen yetenek ölçüsünün gerçek yetenek ölçüsü hakkında ne kadar bilgi verdiğinin göstermesi yönüyle aynı zamanda bir tür geçerlik ölçüsü olarak da kabul edilebilir (Crocker ve Algina, 1986).

Bir fonksiyonun eğimi, bir noktadaki tanjantıdır ve tanjant $-\infty$ ile $+\infty$ arasında değerler alabilir. Ancak negatif ayırıcılık değerli maddeler yetenek testlerine alınmazlar. Ayrıca, a değerinin 2'nin üzerinde olması pek karşılaşılan bir durum değildir. Bu nedenle a parametresinin ranjı genel olarak 0-2'dir. MTK'de 1,00 ve üzerinde ayırıcılık gücü değerine sahip maddelerin iyi ayırt edici olduğu kabul edilir. (Hambelton ve Swaminathan, 1985). a değerinin artması ayırıcılığın artması anlamına geldiğinden yüksek a değerleri istendik bir durumdur ancak fazla dik bir eğriye sahip madde, ayırıcılık gücü yüksek olmasına rağmen dar bir yetenek grubu için ayırıcı olabilir (Crocker ve Algina, 1986). Şekil 3'te madde karakteristik eğrisinin eğimine karşılık gelen madde ayırıcılığının $a \cong 0,425$ olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla düşük ayırıcılığa sahip bir madde olarak yorumlanabilir.



Şekil 3. Madde Karakteristik Eğrisi "a parametresi"

c parametresi: Madde karakteristik eğrisinin y eksenini kestiği noktadır ve düşük yetenek düzeyli bireylerin bir maddeyi doğru yanıt olma olasılığını gösterir. Bu parametre, madde karakteristik eğrisini, kendi değeri kadar yukarı kaldırır (Hambelton ve Swaminathan, 1985). Şekil 4’te madde karakteristik eğrisinde maddelerin c parametrelerinin kestirildiği değerler verilmiştir.



Şekil 4. Madde Karakteristik Eğrisi “c” Parametresi

Bilginin istatistiksel anlamı, en sık kullanılan tanım olan R. A. Fisher’in tanımlamasıyla; bilgi, bir parametre ile kestirilebilen kesinliğe/duyarlılığa karşılık gelir. Dolayısıyla eğer bir parametre duyarlı bir şekilde kestirilebiliyorsa parametrenin değeri hakkında bilinenler duyarlılığı daha az olan bir kestirimden elde edilen bilgilere kıyasla daha fazla olacaktır. İstatistiksel olarak parametre kestiriminin kesinliği, kestirimlerin parametre değerinin etrafındaki değişkenliği ile ölçülür. Bu nedenle, duyarlılığın ölçümü kestirimlerin varyansıdır ve σ^2 ile gösterilir. Bilgi miktarı ise I ile gösterilir ve aşağıdaki eşitlikle hesaplanır (Baker’dan [2001] aktaran Güler ve İlhan, 2016).

$$I = \frac{1}{\sigma^2}$$

Testler, bireyin yeteneğinin kestirmek için kullanıldığından; herhangi bir yetenek düzeyinde, testin sağladığı bilgi miktarı da elde edilebilir. Bir test, madde setlerinden oluşur. Bu nedenle verilen bir yetenek düzeyindeki test bilgi fonksiyonu, o yetenek düzeyindeki madde bilgi fonksiyonlarının toplamına eşittir. Sonuç olarak test bilgi fonksiyonu aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi hesaplanır (Baker'dan [2001] aktaran Güler ve İlhan, 2016).

$$I(\theta) = \sum_{i=1}^n I_i(\theta)$$

$I(\theta) = \theta$ yetenek düzeyindeki bilgi miktarıdır.

$I_i(\theta) = i$. Madde için θ yetenek düzeyindeki bilgi miktarıdır.

n = testteki madde sayısıdır.

Test bilgi eğrisi, testin sağladığı bilgi miktarının yanı sıra teste karışan hata miktarı hakkında da bilgi verir. Testten elde edilen bilgi miktarı arttıkça yetenek düzeyine ilişkin standart hata miktarı azalır. Yetenek düzeylerine göre testin ölçme kesinliği, buna bağlı olarak da standart hatası hesaplanır. $SE^*(\theta)$; θ yetenek seviyesinde yetenek kestiriminin standart hatası aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi hesaplanır (Hambleton ve Swaminathan, 1985):

$$SE^*(\theta) = \frac{1}{\sqrt{I(\theta)}}$$

Madde ve test bilgi fonksiyonlarından elde edilen bilgi ve standart hata miktarları gruptan bağımsız olarak açıklanır ve bir bütün olarak yetenek düzeyine bağlı olabilirlik olarak açıklanabilir. Maddelerin yetenek düzeylerindeki elde edilen bilgi miktarının madde düzeyinde olması MTK'ye göre kullanılan modeli belirleyen faktör olmuştur. MTK, testi oluşturan her bir maddeye dayanan bir kuram olduğundan, maddeleştirilmiş kuram olarak da bilinir. MTK'ye göre testteki her bir madde ölçülmesi amaçlanan örtük özelliği ölçer. Bunun bir sonucu olarak, tek bir maddeye ilişkin bilgi miktarı herhangi bir yetenek düzeyinde hesaplanabilir ve bu durum, i indisli bir madde için $I_i(\theta)$ ile gösterilir. Bilgi fonksiyonu, tek bir madde üzerinden hesaplandığından yetenek düzeyinin herhangi bir noktasından sağlanan bilgi miktarı oldukça küçüktür. Bir maddenin en duyarlı ölçüm yapabildiği yetenek düzeyi, maddenin güçlük düzeyine karşılık gelir. Madde güçlük düzeyinden uzaklaştıkça maddenin sağladığı bilgi miktarı azalır ve yetenek ölçeğinin uç değerlerinde giderek 0'a yaklaşır (Baker'dan [2001] aktaran Güler ve İlhan, 2016).

2.1.6.1. Madde Tepki Kuramı Modelleri

Madde karakteristik fonksiyonlarının matematiksel yapılarına ve maddelerin puanlanış biçimlerine bağlı olarak farklı modeller ortaya çıkmıştır. Bu modeller, bireylerin maddelere bağlı olarak yeteneklerinin sıralandığı, ölçülen özelliğe sahip oluş düzeylerinin bir grup maddeye verdikleri tepkilerin belirleneceği aşamalı puanlama dizisidir.

İkili puanlanan maddeler için tipik modeller 3 parametrelili lojistik (3PL), 2PL ve 1PL'dir. Bu modeller θ ve madde yanıtları (0/1) arasındaki ilişkiyi belirleyen fonksiyonda kullanılan madde parametresi sayısına göre adlandırılırlar (DeMars, 2010).

İki kategorili puanlanan veriler için uygun olan 1, 2 ve 3 parametrelili normal ogive ve lojistik modeller vardır. Puanlamanın ikiden fazla kategoride yapıldığı durumlar için de modeller geliştirilmiştir. Bunlar Samejima'nın ağırlıklandırılmış tepkiler (graded response), Bock'un sınıflamalı tepkiler (nominal response), Masters'ın kısmi puanlama (partial credit), Muraki'nin genelleştirilmiş kısmi puanlama (generalized partial credit) ve Andrich'in dereceleme ölçeği (rating scale) modeli olarak sıralanabilir (Linden ve Hambleton, 1997).

Bir parametrelili lojistik model: Modelde kestirilmeye çalışılan sadece madde güçlük parametresi (b) olduğu için bir parametrelili model olarak adlandırılmaktadır. Madde güçlüğüne bağlı olarak belirli bir yetenek düzeyindeki bir kişinin maddeye doğru yanıt verme olasılığının fonksiyonu belirlenmektedir. Madde karakteristik eğrisinde bir parametrelili lojistik model aşağıdaki eşitlik kullanılarak ifade edilir.

$$P(\theta) = \frac{e^{D(\theta-b)}}{1+e^{D(\theta-b)}}$$

P(θ): θ yetenek düzeyindeki bir bireyin maddeyi doğru cevaplandırma olasılığı,

b: madde güçlük indeksi,

e: değeri 2,718 (virgülden sonra üç basamak verildiğinde) olan sabit bir sayıdır.

D: 1.7 değerindeki sabit katsayı

Bir parametrelili model kullanılarak her madde için kestirilen deęer, madde güçlük indeksi olan “b” parametresidir. Bu model, ölçekteki maddelerin eşit madde ayırt edicilik gücüne sahip olduęu varsayımına dayanır. Bir maddenin doęru cevaplanma olasılıęı 0,5 olduęunda, θ yetenek ölçęęi üzerinde karřılık gelen deęer madde güçlük indeksidir: b parametresidir. Bir parametrelili modelde maddenin b parametresinin deęeri arttıkça, bireylerin o maddeye iliřkin doęru cevap vermeleri için gereken yetenek düzeyi de artmaktadır. b ve θ aynı ölçek üzerinde gösterilir. Bir gruba ait yetenek deęerleri ortalaması sıfır ve standart sapması bir olacak şekilde dönüřtürüldüęünde bu parametrenin -3 ile +3 aralıęında deęer aldıęı görülür. Daha kolay olan maddelerde b parametresi -3’e; zor maddelerde ise +3’e yaklařır. Madde güçlük indeksi 0.00 olan maddeler orta güçlükte olan maddeler olarak kabul edilir. b parametresi maddenin en iyi iřledięi yetenek düzeyinin ölçüsüdür. Örneęin b parametresi -1 civarında olan bir madde daha düşük yetenek düzeyindeki yanıtlayıcılar arasında iřlemiřtir řeklinde yorumlanabilir (Baker, 2001).

Bir parametrelili lojistik modelin en önemli sınırlılıęı, ölçme aracındaki tüm maddelerin eşit ayırt edicilik gücüne sahip olduęu varsayımıdır. Bu nedenle eęrilerin řekli tüm maddeler için aynıdır. Yetenek kestirimlerine kolaylık saęlaması aęısından önemli bir yere sahip olan model, madde karakteristik fonksiyonlarının hesaplanmasında eşitlik varsayımındaki eksiklięini gidermek amacıyla maddelerin ayırt edicilik gücünün de (a parametresi) dikkate alınması gerekir.

İki parametrelili lojistik model: Bir parametrelili lojistik modele maddenin ayrıcılık gücü (a) parametresi de eklenerek iki parametrelili lojistik model formülü ařaęıdaki eşitlikte gösterildięi gibidir:

$$P(\theta) = \frac{e^{Da(\theta-b)}}{1 + e^{Da(\theta-b)}}$$

Bu eşitlikteki ifade edilen $P(\theta)$ ve b parametreleri bir parametrelili lojistik model eşitlięinde verilen anlamlarını korumaktadır.

$P(\theta)$: θ yetenek düzeyindeki bir bireyin maddeyi doęru cevaplandırma olasılıęı,

b: madde güçlük indeksi,

a: madde ayrıcılık indeksi

Madde karakteristik fonksiyonlarının hesaplanmasında (b) parametresine (a) parametresinin eşitliğe doğrudan eklenmesidir. İki parametrelili lojistik model, a parametresinin de formüle eklenmesi ile maddenin ayırıcılık gücünün yanı sıra geçerliliği yönünde de bilgi vermesi yönünden etkili olan modeldir. İki parametrelili lojistik modelde, maddeler sahip oldukları b değerlerinin yanı sıra a değerleri bakımından da değişkenlik göstermektedir. MTK'da a parametresi madde ayırt edicilik indeksidir. a parametresi madde karakteristik eğrisinin büküldüğü noktadaki eğimine eşittir. a parametresi arttıkça maddenin ayırıcılık gücü artar, kuramsal olarak “-∞ ile +∞” arasında değişen değerler alır. Madde ayırıcılık gücü maddenin, konum parametresi (b parametresi) altındaki ve üzerindeki cevaplayıcıları ne kadar iyi ayırdığının bir ölçüsüdür. Maddenin cevaplayıcıları ayırma konusunda en iyi olduğu nokta madde konum parametresinin hemen yanındaki yetenek düzeyleridir. Madde karakteristik eğrisinin eğimi ne kadar dikse maddenin ayırıcılık gücü o kadar fazladır. Eğri ne kadar düz, yani x eksenine paralel ise maddenin ayırıcılık gücü o kadar düşüktür, yani düşük ve yüksek yetenekteki bireylerin maddeyi doğru cevaplama olasılığı birbirinden çok farklı değildir (Baker, 2001). İki parametrelili modelin sınırlılığı, bireylerin soruları şans faktörüne dayalı olarak cevaplama durumunda, bu faktörün madde parametreleri üzerindeki etkisinin görülmemesidir.

Üç parametrelili lojistik model: Modele göre c parametresi yetenek seviyesi oldukça düşük bir bireyin bile o maddeyi doğru cevaplama ihtimalini verir. Bu nedenle c parametresi şans başarısını ifade eden bir parametre olarak ifade edilir. 3 parametrelili modelde c parametresinin değeri yetenek düzeyine göre farklılık göstermez, dolayısıyla en yüksek ve en düşük yetenek düzeyleri için şansla doğru cevap verme olasılığı aynıdır (Hambleton ve Swaminathan, 1985). 3 parametrelili lojistik modelde dağılımın b değeri artık 0,5 olasılıkla doğru cevap vermek için gerekli olan yetenek düzeyini ifade etmez. $P[0,5]=b$ yerine $P[(1+c)/2]=b$ eşitliği ile bulunur. Burada söz konusu olasılık $(1+c)/2$ eşitliği ile c parametresine bağlı olarak tespit edilir (Baker, 2001). Bir ve iki parametrelili modellerde c parametresi değeri 0 olarak kabul edilir (Hambleton ve Swaminathan, 1985). Madde karakteristik eğrisinde bir parametrelili lojistik model aşağıdaki eşitlikte ifade edilmiştir.

$$P(\theta) = c + (1 - c) \frac{e^{Da(\theta - b)}}{1 + e^{Da(\theta - b)}}$$

2.1.6.2. Çok Kategorili Ölçeklerde Kullanılan Madde Tepki Kuramı Modelleri

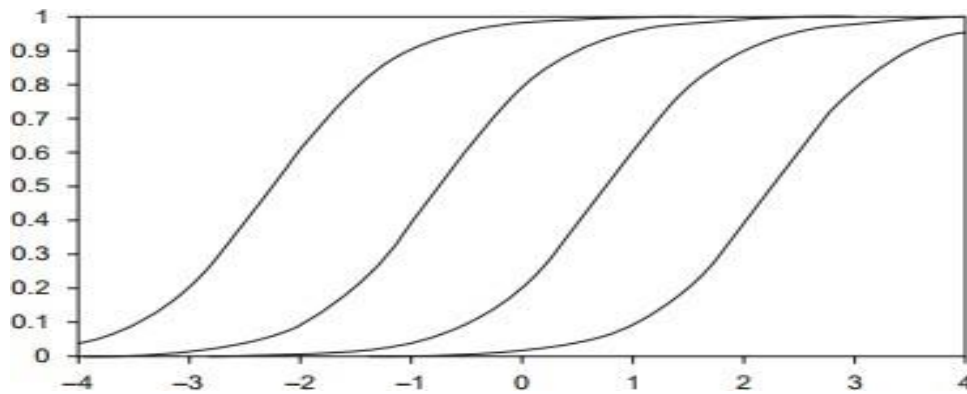
Likert tipi tutum ölçekleri, yazılı yoklamalar, ilgi envanterleri, kişilik ölçekleri gibi çok kategorili puanlamaya elverişli ölçeklerin geliştirilmesi, elde edilen puanların yorumlanması ve KTK'ye göre geliştirilmiş ölçeklerin yeniden yapılandırılması için MTK'ye uygun çeşitli modeller oluşturulmuştur. Bu modellere dayalı sınıflandırmalar için boyutluluk (tek-çok), sıralılık durumu (sıralı olan ve olmayan) gibi ölçütlerin kullanıldığı görülmektedir. Tek boyutlu çok kategorili modeller sıralı ve sıralı olmayan modeller olmak üzere sınıflandırılmaktadır. Sıralı çok kategorili modeller içinde Samejima (1969) tarafından geliştirilen “Derecelendirilmiş Tepki Modeli” (Graded Response Model), Masters (1982) tarafından geliştirilen “Kısmi Puanlama Modeli”, Andersen (1987) tarafından geliştirilen “Dereceleme Ölçeği Modeli”, Verhelset, Glas ve Vries (1988) tarafından geliştirilen “Adımlar Modeli”, Tutz (1990) tarafından geliştirilen “Ardışıklık Modeli” ve Muraki (1992) tarafından geliştirilen “Genelleştirilmiş Kısmi Puanlama Modeli” yer almaktadır (Ostini ve Nering, 2006).

Sıralı çok kategorili modeller, yanıt kategorilerinin ilgililenen özelliğe göre sıralanmış aşamalarını (rank) gerekli kılar. Likert tipi tutum maddeleri ve kısmi puanlanan bilişsel yetenek testi maddeleri sıralı çok kategorili maddelere örnek olarak gösterilebilir. Sıralı olmayan çok kategorili maddelerde ise yanıt kategorileri bir özelliğe göre sıralanmamıştır ve çoktan seçmeli maddelerin çoğu sıralı olmayan çok kategorili maddelere örnek olarak gösterilir (Ostini ve Nering, 2006).

İkili puanlamaya uygun maddelerde madde tepki fonksiyonunun bir seçenek için belirlenmesi yeterlidir, çünkü diğer seçenek bunun tamamlayıcısıdır. Çok kategorili MTK modelleri ikili puanlamaya uygun modellerden oldukça farklıdır, bir kategoriye ait fonksiyonun özelliklerinin bilinmesi diğer kategorinin özelliklerini tespit etmez. Bu durumda kategori fonksiyonlarının ayrı ayrı modellenmesi ile sadece tekdüze bir şekilde artan veya azalan kategori tepki fonksiyonları hakkında bilgi verilemeyeceği söz konusudur. Sıralı kategorilerde yalnızca ilk kategorinin eğrisi monoton bir şekilde azalırken, son kategorinin eğrisi ise monoton bir şekilde arttığı görülür. Bu durumda sadece a ve b parametrelerinin kestirilmesinin yeterli olmadığı görülmektedir (Ostini ve Nering, 2006).

Çok kategorili maddelerde her bir kategori için kategori tepki fonksiyonları aracılığıyla bilgi elde edilir. Kategori tepki fonksiyonları tespit edilirken çoklu puanlanan maddelere sıralanan ikili puanlanan maddelerde olduğu gibi işlem yapılır. Bu işlem, iki zıt kategoriye ayırma (dichotomization) olarak isimlendirilir. İki zıt kategoriye ayırma işlemini yapmanın ve sonuçları birleştirmenin farklı yolları çoklu puanlanan MTK modellerini oluşturmuştur (Ostini ve Nering, 2006). Çok boyutlu çok kategorili puanlamaya elverişli MTK modelleri, tek boyutlu MTK modellerinden türetilmektedir. Çok kategorili olarak genellenmesi en çok çalışılan MTK modelleri: Masters'ın kısmi puanlama modeli, Muraki'nin genelleştirilmiş kısmi puanlama modeli ve Samejima'nın derecelendirilmiş tepki modelidir (Reckase, 2009).

Çok kategorili MTK modellerinde iki farklı olasılıktan söz edilebilir: (a) belirli bir kategoriye tepki verme olasılığı, (b) iki kategori arasındaki sınıra olumsuzdan ziyade olumlu tepki verme olasılığı. İki'den fazla kategori olduğunda her zaman bir kategori iki sınır ile açıklanır. Bu durumda her bir kategoriye tepki verme olasılığı iki ardışık sınırın özelliği ile tespit edilir. Çok kategorili MTK modellerinin çoğunda her bir kategori sınırı ayrı ayrı modellenip, her bir sınır için elde edilen değerlerin birleştirilmesi sonucu her bir kategoriye tepki verme olasılığı hesaplanarak işlem yapılır. Şekil 5'e göre beş kategorili bir maddenin dört kategori sınırına olumsuzdan çok olumlu tepki vermek için gerekli özellik düzeyi ile ilgili bilgi verdiği görülmüştür. Birinci sınırdaki negatif cevap vermektense ziyade olumlu cevap verme ihtimalini belirlerken birinci ve ikinci kategorideki cevapları içerir. Ancak ikinci kategorinin cevapları da ikinci sınırdaki negatif cevap vermektense ziyade olumlu cevap verme olasılığını verir. Bu nedenle ikinci kategoriye cevap verme ihtimali aslında birinci kategori sınırına olumlu cevap verme ihtimali ve ikinci kategori sınırına negatif cevap verme ihtimalinin birleşimidir (Ostini ve Nering, 2006).

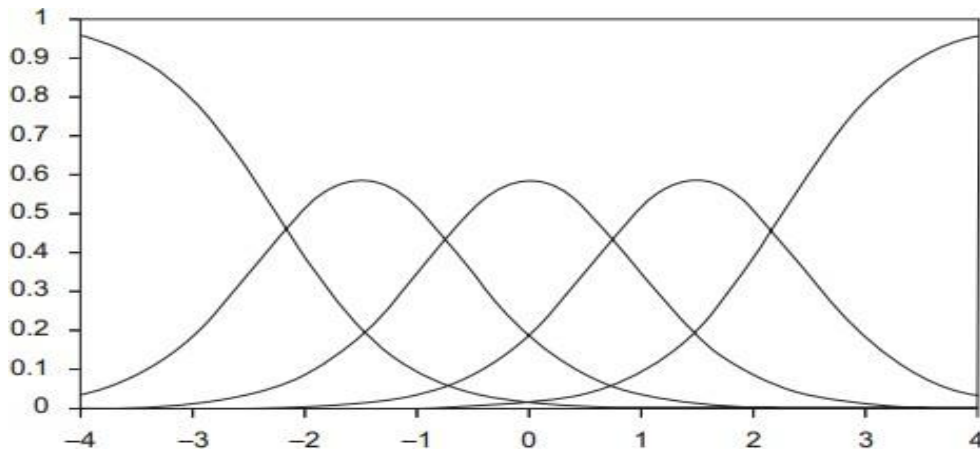


Şekil 5. Beş Kategorili Maddenin Kategori Sınır Tepki Fonksiyonu (Ostini ve Nering, 2006).

Çok kategorili puanlanan modellerde, kategori sınırlarını belirleme süreci açısından Rasch tipi ve Thurstone/ Samejima tipi olmak üzere iki başlık altında incelenmektedir. Rasch kategori sınırlarının tespitinde iki kategorili Rasch modelini uygularken, Thurstone/Samejima iki parametrelili lojistik modelini uygular. Rasch'a göre kategori sınırlarının tespiti toplam ile bölünme (divide-by-total) işlemi olarak adlandırılan ve iki ardışık kategoriyi ayıran kategori sınırına olumsuzdan çok olumlu tepki verme olasılığı söz konusudur (Ostini ve Nering, 2006).

İki zıt kategoriye ayırmalar, tüm kategorilerdeki içerikleri dikkate almadan yerel karşılaştırmaları yapar. Yanıtlayıcı sadece ilgili kategori sınırının ayırdığı ardışık kategorilerin içeriklerine tepki gösterir. Kategori sınırları birbirinden bağımsız olarak ifade edilir. Thurstone/Samejima'ya göre kategori sınırlarının belirlenmesi fark modeli olarak bilinmekte ve ilgilenilen kategori sınırının altındaki ve üstündeki tüm muhtemel tepki kategorileri dikkate alınarak uygulanır (Ostini ve Nering, 2006).

Küresel karşılaştırmaların bir kümesini içermekte ve her bir sınır için bütün tepki kategorilerindeki içerik doğrudan dikkate alınır ve kümülatif olasılık (cumulative probability) olarak belirlenir. Kategori sınırlarını belirlemenin farklı iki yolu, madde kategori tepki fonksiyonlarının (item category response function) hesaplanmasının da farklı iki yolla yapılmasına yol açmıştır. Şekil 6'da gösterilen madde kategori tepki fonksiyonu, (θ) düzeyinin bir fonksiyonu olarak belirli bir kategoriye tepki verme olasılığını veren fonksiyondur. Bu olasılığı doğrudan elde etmek güç olduğu için kategori sınır bilgilerinin birleştirilmesi sonucu belli bir kategoriye tepki verme olasılığını elde etmek mümkün olabilmektedir (Ostini ve Nering, 2006).



Şekil 6. Beş Kategorili Bir Maddenin Madde Tepki Fonksiyonu (Ostini ve Nering, 2006)

Şekil 6 incelendiğinde yanıtlayıcıların yetenek düzeylerine göre 0'dan daha yüksek bir değeri seçme olasılıkları ayrı ayrı gösterilmiştir. Thurstone/Samejima'ya göre madde kategori tepki fonksiyonunun nasıl belirleneceği aşağıda kısaca belirtilmiştir. Beş kategorili bir i maddesi için g kategorisine tepki verme olasılığı $P_{ig}(\theta)$ iken, $P^*_{ig}(\theta)$: g kategorisi için Thurstone/Samejima'nın açıkladığı kategori sınır tepki fonksiyonuyla belirlenen olasılık olarak görülebilmektedir (Ostini ve Nering'ten [2006] aktaran Uysal, 2015).

$$P_{ig}(\theta) = P^*_{ig}(\theta) - P^*_{ig+1}(\theta)$$

Bir g kategorisine tepki verme olasılığı o kategorinin alt sınırının (i_g) üzerinde (olumlu yönde) tepki verme olasılığı ile g kategorisinin üst sınırının (i_{g+1}) üzerinde tepki verme olasılığı arasındaki fark olarak hesaplanır. Dolayısıyla kategorinin iki sınırına tepki verme olasılıkları arasındaki fark olarak da tanımlanabilir. Dört kategorili bir maddede üçüncü kategoriye tepki verme olasılığı ($g=3$) aşağıda verilen eşitlikle ifade edilebilir (Ostini ve Nering'ten [2006] aktaran Uysal, 2015):

$$P_{i3}(\theta) = P^*_{i3}(\theta) - P^*_{i4}(\theta)$$

Modelin sağladığı eşitliklere göre birinci, ikinci üçüncü dördüncü ya da beşinci kategoriye tepki verme olasılığı, P_{i0} , bire eşitken; en yüksek kategorinin üzerinde tepki verme olasılığı, P_{i5} , sıfıra denktir. Tüm Thurstone/Samejima modellerinde bu eşitlik temel alınır ancak seçilen modele göre bazı farklılıklarla karşılaşma durumu söz konusu olabilir (Ostini ve Nering, 2006). Çok kategorili puanlanan maddeler için kullanılan modeller sıralı cevap kategorilerine sahip olan ve olmayan modeller olmak üzere ikiye ayrılır. Sıralı cevap kategorileri için kullanılan modeller, Samejima'nın (1969) derecelendirilmiş tepki modeli, derecelendirilmiş tepki modelinin varyasyonu olan Master ve Wright'ın (1982) kısmi puanlama modeli ve Muraki'nin (1992) genelleştirilmiş kısmi puanlama modelidir. Bock'un sınıflamalı tepki modeli ve Thissen ve Stenberg'in çok seçenekli maddeler için tepki modeli ise sıralı cevap kategorilerine sahip olmayan maddelerde kullanılmaktadır (Linden ve Hambleton, 1997). Sıralı cevap kategorilerine sahip olan modeller rubrik aracılığıyla puanlanan sunum, portfolyo, kompozisyon gibi ürünler ve likert tipi maddelere uygundur (De Mars, 2010). PISA 2012 matematik ilgi ölçeğinin tek boyutlu ve maddelerinin kategorili olmasından dolayı ölçeğin psikometrik özelliklerinin MTK'ye göre kestirilmesinde Samejima'nın derecelendirilmiş tepki modeli kullanılmıştır. Bu model aşağıda açıklanmıştır.

2.1.6.3. Samejima'nın Derecelendirilmiş Tepki Modeli

Samejima'nın derecelendirilmiş tepki modeli, bireylerin örtük özellikler düzeyinin belirleyicisi olan sıralı tepki modelleri için geliştirilmiş olan iki parametrelili lojistik modelin uygulamasıdır. Modelde sınır veya eşik kavramı önem arz etmektedir. Bu model, bireyin belirli bir kategoriden daha düşük düzeydeki kategorilere tepki verme olasılığına karşın, o kategorinin üzerindeki kategorilere tepki verme olasılığını tespit eder. Daha doğrusu bireyin k kategorisinden daha düşük düzeydeki kategorilere tepki verme olasılığı yerine k kategorisinden daha yüksek düzeydeki kategorilere tepki verme olasılığını açıklar (De Ayala, 2009). Samejima'nın derecelendirilmiş tepki modeli MTK'nin diğer varsayımlarına ek olarak yanıt kategorilerinin sıralanabileceğini savunur. Samejima'nın bu modeli Bock'un nominal tepki modelinde olduğu gibi yanıtlayıcının sadece doğru ya da yanlış cevap verme olasılığından daha fazla bilgi edinmeyi hedefler (De Ayala, 2009).

Sıralanmış kategorilerde belirli bir kategoriye tepki vermesi için bireyin önceki tüm kategorileri değerlendirerek geçmiş olması dikkate alınır. Bu, ardışık kategorileri kabul etme ve reddetme eylemlerini içeren kümülatif bir bilişsel süreçtir. Bir kategoriye olumsuz tepki vermek bir sonraki kategorinin bireye daha olumlu olması olarak ifade edilebilir. Bu durum, bir kategorinin bireyde olumlu etki bırakma olasılığı olumsuz etki bırakma olasılığından büyük oluncaya işlem yapılır (Samejima'dan [1972] aktaran Ostini ve Nering, 2006). Samejima bunu işleyen fonksiyon olarak tanımlar. Söz konusu kümülatif çekicilik $P^*_{ig}(\theta)$ ile gösterilir ve θ özelliğine sahip bir bireyin belirlenen bir "g" kategorisi sınırının üzerinde tepki verme olasılığı olarak ifade edilir. $P^*_{ig}(\theta)$ aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi hesaplanır (Ostini ve Nering, 2006).

$$P^*_{ig}(\theta) = \frac{e^{Dai(\theta - b_{ig})}}{1 + e^{Dai(\theta - b_{ig})}}$$

Eşitliğe göre a madde ayırt edicilik parametresi iken b sınır konum parametresidir. Her bir madde için kategori sayısının bir eksiği kadar b değeri hesaplanır. b her bir kategori sınırı için, o sınıra olumsuzdan ziyade olumlu tepki verme olasılığının 0,5 olduğu özellikteki θ düzeyidir. Derecelendirilmiş tepki modelinin homojen olması nedeniyle kategori eğrileri birbirine paraleldir ve doğruların eğimleri birbirine denktir. Bunun için madde ayırt edicilik parametresi tüm kategorilerde eşittir (Ostini ve Nering, 2006).

Cevaplayıcının bir g kategorisine tepki verme olasılığı, kategorinin alt sınırına olumlu tepki verme olasılığından, üst kategori sınırına olumlu tepki verme olasılığının çıkarılması sonucu elde edilen farktır. Belirli bir kategoriye tepki verme olasılığı iki ardışık kategorinin kümülatif çekicilik olasılıkları arasındaki farkın hesaplanması sonucu model oluşmaktadır. $P^*_{ig}(\theta)$, θ koşulunda, önceki tüm kategorileri de içeren kategori sınırına olumlu tepki verme olasılığı olarak aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi hesaplanır (Ostini ve Nering'ten [2006] aktaran Uysal, 2015):

$$P_{ig}(\theta) = P^*_{ig}(\theta) - P^*_{ig+1}(\theta)$$

Test maddesinin herhangi bir kategorisinin maddeyle yapılan ölçmenin kesinliğine, güvenilirliğine katkısı kategori bilgi fonksiyonu ile tespit edilir. Kategori bilgi fonksiyonlarının toplanmasıyla madde bilgi fonksiyonu elde edilir. Bir madde için puanlama kategorilerinin düşükten yükseğe doğru $i=0,1,2,\dots,m_j$ şeklinde düzenlendiğini varsayalım. Bu durumda i maddesi için m_j+1 tane tepki kategorisi vardır, x_j kategorinin puanını ifade ettiği görülmektedir (De Ayala, 2009). Bunun gibi maddeler için madde bilgi fonksiyonu her bir kategori için bilgi fonksiyonlarının toplanması sonucu elde edilir. Her bir kategori için bilgi fonksiyonu ise aşağıdaki eşitlikte olduğu gibi hesaplanır (De Ayala, 2009).

$$I_{x_j}(\theta) = \frac{(P_{x_j})^2}{P_{x_j}} = \frac{(P^*_{x_j} - P^*_{x_j+1})^2}{(P^*_{x_j} - P^*_{x_j+1})}$$

$P^*_{x_j}$ 'nin hesaplanması;

$$P^*_{x_j} = \frac{e^{D_{aj}(\theta - bx_j)}}{1 + e^{D_{aj}(\theta - bx_j)}}$$

2.1.6.4. Likert Tipi Ölçeklerin Psikometrik Özelliklerinin Madde Tepki Kuramına Göre Kestirilmesi

Bir ölçeğin psikometrik özelliklerini MTK'ye göre test etmeden önce kuramın varsayımlarını karşılayıp karşılamadığının tespit edilmesi gerekir. MTK'ye göre bu varsayımlar; normallik, tek boyutluluk, yerel bağımsızlık ve model veri uyumudur. Bu varsayımlar, ölçeklerin psikometrik özelliklerinin kestirilmesinden önce mutlaka test edilmesi gerekmektedir. PISA 2012 matematiğe yönelik duyuşsal özelliklere sahip olma düzeylerini tespit etmede kullanılan matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin psikometrik özelliklerinin MTK'ye göre nasıl belirleneceği ile ilgili ölçek ve madde parametrelerinin onaylanmasında kullanılan yöntemler aşağıda ifade edilmiştir (Hambleton ve Swaminathan, 1985);

1. Uygulanan ölçeğin büyük bir gruba uygulanma
2. Uygulama sonucunda elde edilen verilerin normal dağılım, tek boyutluluk ve yerel bağımsızlık varsayımlarını karşılayıp karşılamadığının tespit edilmesi
3. Uygulama sonucu elde edilen verinin MTK'nin hangi model ya da modelleri ile uyumlu olduğunun test edilmesi ve uygun modellerden birinin seçilmesi
4. Maddelerin değişmezlik (item invariance) özelliğine sahip olup olmadığının ve maddelerin belirli bir grup için yanlılık gösterip göstermediğinin belirlenmesi
5. BILOG, MULTILOG, BICAL, LOGIST gibi çeşitli bilgisayar paket programları aracılığı ile θ yetenek ve madde parametrelerinin kestirilmesi
6. Ölçeğin güvenilirliğinin madde ve test fonksiyonları ile marjinal güvenilirliğinin kestirilmesi ve geçerliliğinin belirlenmesi

Ölçek ve madde parametrelerinin kestirilmesi: MTK'ye göre likert tipi ölçeklerin ölçek (θ) ve madde (a, b) parametrelerinin kestirilmesinde farklı algoritmalarından yararlanılmaktadır. Bunlardan en çok kullanılan en yüksek olasılıklı kestirici (maksimum likelihood estimation), bileşik en yüksek olasılıklı kestirici (joint maksimum likelihood estimation) ve Bayes yöntemleridir (Hambleton, 1991).

Modeller, bir cevaplayıcının ölçek maddelerine doğru cevap verme olasılığını cevaplayıcının ölçeğe tepki vermesi sonucu ortaya çıkan yetenek düzeyine ve maddelerin karakteristiğine bağılı olarak tespit edilir. Ancak MTK'de (θ) yetenek düzeyi ve madde parametreleri cevaplayıcının doğru ve samimi cevaplamasına bağılıdır. Likert tipi ölçeklerde (θ) yetenek doğrudan gözlenemediği için madde parametreleri en yüksek olasılıklı ölçütüne dayalı olarak belirlenir.

Güvenirlilik: Likert tipi ölçeklerde maddelere verilen tepkilerin her bir değerine (θ) yetenek düzeyi olarak güvenirlilik kestirimlerini MTK'ye göre test bilgi fonksiyonları aracılığı ile belirlenmektedir. Farklı yetenek düzeyleri için elde edilen tepki puanlarına karışan hataları ayrı ayrı kestirmesi KTK'ye göre güvenilir ölçeğe sonuçları verdiği ispatıdır. MTK'de yetenek düzeylerinin tek yönlü bir dağılım göstermesi durumunda her bir yetenek düzeyi için elde edilen test bilgi fonksiyonlarının ortalamasının alınması sonucu marjinal güvenirlilik katsayısı ile güvenirliliği tek bir katsayı ile değerlendirmek mümkündür.

Geçerlilik: Ölçeğin geçerliliğinin saptamanın yöntemlerinden biri yapı geçerliliğine dayalı faktör analizi yapabilmektir. Likert tipi ölçeklerin geçerliliğini belirlemede kullanılan diğer bir yol ölçeğin ölçüt grup geçerliliğinin belirlenmesidir. Diğer bir yol ölçeğin bir dış ölçüte dayalı olarak geçerliliğinin kestirilmesidir. (Hambleton vd., 1991).

Yapı geçerliliği, testin ölçülmek istenen davranış bağlamında soyut bir kavramı (faktörü) doğru bir şekilde ölçebilme derecesini gösterir. Bireyin tutum, güdü, performans, yetenek gibi psikolojik özelliklerini ölçmek amacıyla çok sayıda ölçülebilir, gözlenebilir sorular oluşturulur. Hazırlanan bu soruların belirtilen özellikleri ne derece doğru ölçtüğü sorunu, yapı geçerliliği ile ilgilidir. Yapı geçerliliğini incelemek amacıyla faktör analizi, küme analizi, iç tutarlık analizi ve hipotez testi tekniklerinden yararlanılabilir. Hipotez testinde benzer ölçekler arasında beklenen pozitif veya negatif bir korelasyonun veya özelliği bilinen grupların test puanları arasındaki farkın anlamlılığı test edilebilir. (Büyüköztürk, 2016).

Maddelerin değişmezlik özelliği: MTK'ye göre madde parametrelerinin (a, b) uygulandığı gruptan bağımsız olması farklı cevaplayıcı grubuna uygulanması durumunda kestirilen madde parametreleri değişmezlik özelliği gösterir. KTK ve MTK göre maddelerin değişmezlik özelliği gösterip göstermediğinin tespit edilmesinde aşağıdaki yollardan belirlenebilir (Hambleton vd., 1991);

1. Ölçme aracının uygulandığı gruptan tesadüfi yöntemle alt grupların oluşturulması ve bu alt gruplardan kestirilen madde parametreleri (a , b , r_{jx} , p_j) ile tüm ölçekten kestirilen madde parametreleri arasındaki korelasyon katsayısının incelenmesi

2. Ölçme aracının uygulandığı tüm grubun cinsiyete göre kadın-erkek olarak alt gruplara ayrılması ve bu alt gruplardan kestirilen madde parametreleri ile tüm gruptan kestirilen madde parametreleri arasındaki korelasyon katsayısının incelenmesi

3. Ölçme aracının uygulandığı tüm grubun ölçülen özelliğe üst düzeyde sahip olanların ve alt düzeyde sahip olanların bulunduğu alt grupların oluşturulması ve bu alt gruplardan elde edilen madde parametreleri ile tüm gruptan elde edilen madde parametreleri arasındaki korelasyon katsayısının incelenmesi.

KTK ve MTK’de test maddelerine verilen tepkilerin doğruluğu ve yanlılığı üzerinde odaklanılmaktadır. Normallik varsayımı her iki kuram için de geçerlidir. DeMars, (2010). Normallik varsayımının MTK modelleri için gerekli olmadığını belirtse de, normal dağılım sağlanamamasının yetenek kestiriminde sorunlara yol açabileceğini ifade etmiştir. Ayrıca Linden ve Hambelton (1997), modern MTK’nin normallik varsayımını gerektiren faktör analizi tekniğinden çokça etkilendiğini belirtmiştir. Bununla birlikte test puanlarının normalliği sağlandığında, iki kurama göre elde edilen ayırt edicilik güçleri ve madde güçlük indeksleri arasında geçiş sağlamak mümkün olabilmektedir. Belirli bir özelliği ölçmek için geliştirilmiş testin sadece o özelliği ölçmesi ve testteki bir maddeye verilen yanıtın diğerini etkilememesi gerekliliği de her iki kuram için karşılanması gereken varsayımlardır (Kan, 2013). MTK’deki modellerin uygulanacağı veri ile ilgili varsayımların sağlanıp sağlanmadığı her varsayımı test etmekle mümkün olacaktır. Bu varsayımlar aşağıda açıklanmaktadır.

Tek boyutluluk: MTK, bireylerin yeteneklerinin yer aldığı psikolojik uzay ile bu uzayı temsil etmek amacıyla geliştirilen madde uzayı arasındaki bağıntılara dayanmaktadır. k sayıda özellik ve bu özelliklerin her birini en az bir madde tarafından temsil edildiği n maddeden oluşan bir test düşünüldüğünde, k tane özelliğin tümünü örten ve her biri bir özelliğe karşılık gelen, özelliklerden maddelere bir bağıntı tanımlanmış olur. Bu durum ancak testteki tüm maddelerin aynı özelliği ölçüyor olması ile sağlanabilir (Hambelton ve Swaminathan, 1985).

Bir başka deyişle tek boyutluluk, kişinin testteki performansını belirleyen faktörün testin ölçmeye çalıştığı faktör olmasıdır. Bireyin performansını etkileyen birden fazla faktör olduğunda tek boyutluluk sağlanamaz. Ancak, kişinin testteki performansını belirleyen faktörün testin ölçmeye çalıştığı faktör olması esasına dayanan tek boyutluluk varsayımı test edilirken, bireyin test performansını etkileyen tek bir özelliğin olduğunu ispatlamanın olanaksız olduğu gözden kaçırılmaması gereken bir durumdur (Hambelton ve Swaminathan, 1985).

MTK modellerinde yaygın bir varsayım olan tek boyutluluk, testteki maddeler kümesi ile tek bir yeteneğin ölçülmesidir. Bu varsayım katı bir şekilde karşılanamaz. Çünkü birçok bilişsel, kişisel, test alma faktörleri en azından bir dereceye kadar testteki performansı etkiler. Motivasyon, test kaygısı, bilişsel beceriler, kararsız kalınan cevaplarda tahmin etme eğilimi bu faktörlere örnek olarak verilebilir. Veri setinin tek boyutluluk varsayımını yeterince karşılaması, test performansını etkileyen baskın bileşen ya da faktörün mevcut olması demektir. Bu baskın bileşen ya da faktör test ile ölçülen yetenek olarak atfedilir. Unutulmaması gereken bir nokta şudur ki, bu yetenek doğuştan ya da değiştirilemez olmak zorunda değildir; öğrenme, unutmama gibi bazı faktörlerden etkilenebilir. Tek boyutluluğu ölçmenin bir yolu faktör analizidir (Uysal, 2015).

Tek boyutlu bir test sadece bir boyuta giren maddelerden oluşmaktadır. Bir test için sadece tek bir puan raporlandığında, ortak temel bir yapıyı paylaştığına ilişkin üstü kapalı bir varsayım vardır. Tek boyutluluk, modelde her birey için tek bir θ değerinin olduğu anlamına gelir ve maddeye özgü tesadüfi hata ya da öngörülemeyen boyut olarak ele alınır, geri kalan maddeler bu maddelerden etkilenmez. Bu varsayımın ihlali parametrelerin veya standart hatanın yanlış kestirilmesine yol açabilir (DeMars, 2010).

Yerel bağımsızlık: MTK'nin diğer bir varsayımı yerel bağımsızlıktır. Eğer tek boyutlu bir modelde madde cevapları yerel bağımsız değil ise, diğer bir boyut bağımlılığa neden olmaktadır. Ancak, yerel bağımsızlık testleri ile madde çiftleri arasındaki bağımlılığa odaklanılmaktadır. Bu bağımlılık, maddelerin büyük bir kısmını etkilemediği sürece ayrı boyutlar olarak ortaya çıkmayabilir ve tek boyutluluk testi ile belirlenemeyebilir. Sonuç olarak yerel bağımsızlığı belirlemek için farklı yöntemler geliştirilmiştir (DeMars, 2010).

Yerel bağımsızlık, bir maddeyi yanıtlarken gösterilen performansın, diğer maddelerde gösterilen performansı olumlu veya olumsuz yönde etkilememesi ile ilgilidir (Hambelton ve Swaminathan, 1985). Eğer maddeler yerel bağımsız ise, θ üzerine koşullu dağılım sağlandıktan sonra ilişkisiz olacaklardır. Ayrıca maddelerin örnekleme bütün olarak ilişkili olabileceğine (olması gerektiğine) dikkat edilmelidir. Ancak θ için kontrol sağlandıktan sonra maddelerin ilişkisiz olduğunu varsayarsınız (DeMars, 2010).

Uyum: Belirli bir madde düzeyinde, maddelerin uyumunu değerlendirmede genellikle kullanılan yöntem gözlenen verilerle kestirilen verinin karşılaştırılmasıdır. MTK’de genellikle kestirilen madde parametresi sayısına göre modeller tanımlanmaktadır. Ardından bu kestirilen parametreler kullanılarak bireylerin tepki örüntüleri ile bireyin gerçek gözlenen tepki örüntüleri karşılaştırılır. Model veri uyumunun değerlendirilmesi için madde uyumu ve birey uyumu olarak ayrı ayrı ele alınması gerekir. Madde uyumunu değerlendirme işlemi iki genel yaklaşımla gerçekleştirilir. Birincisi çok fazla istatistiksel işlem gerektirmeyen grafiksel işlemlerdir. Burada madde uyumunun irdelenmesi, kestirilen madde karakteristik eğrisi ile görgül gerçek veya gözlenen verilerden elde edilen madde karakteristik eğrisinin karşılaştırılmasına dayanır (Erkuş vd., 2017).

Eğitim alanında yapılan ölçme işlemlerinde en önemli problemlerden birisi de, bireylerin tepkilerinin testin düzenleme amacına uygun olduğundan emin olmaktır. Bu durum genellikle uygunluk ölçümü veya birey uyum olarak adlandırılmaktadır. Birey uyum indeksleri, MTK modellerinin geçerliğini her birey düzeyinde değerlendirmeyi MTK modellerinden elde edilen test puanlarının anlamlılığını değerlendirmeyi amaçlamaktadır. Birey uyum indekslerinin amacı anormal tepki örüntülerinden bireyleri tanımlamak ve bu anormal tepki örüntülerini normal tepki örüntülerinden ayırmaktır. (Erkuş vd., 2017).

Modelin yanlış tanımlanmasını kontrol etmek için model ve veri arasındaki uyum belirlenebilir. Örneğin, veriler farklı eğimlerde ya da sıfırdan farklı bir düşük asimptotu olan bir modeli gösterirse ve bir parametrelili model kullanılırsa, maddelerin çoğu bir parametrelili lojistik model ile uyumlu olmaz. Eğer fonksiyon monoton olarak artmıyorsa yaygın olarak kullanılan modellerin hiç biri uyum sağlamaz (DeMars, 2010).

Genel olarak MTK uzmanları, modelin tüm maddelerin genel bir uyumundan ziyade maddelerin tek başına uyumuna odaklanmıştır. Madde uyumu için, artık veya gözlenen kavramı ve modelden kestirilen (beklenen) oran kavramı anahtar kelimelerdir. Artıklar θ 'ya koşulludur ve bu da artıkların yaklaşık aynı θ 'ya sahip birey grupları için hesaplandığı anlamına gelir. Çok kategorili maddeler için artıkların hesaplanması ve grafik geliştirilmesi için iki farklı yol vardır. Artıklar her bir kategori için ayrı ayrı hesaplanabilir, grafik kategori k için, θ 'nın fonksiyonu olarak k 'yı seçen $/k$ 'da puanlanan bireylerin kestirilen oranını (kategori tepki fonksiyonu) ve her bir θ grubunda k 'yı seçen $/k$ 'da puanlanan bireylerin gözlenen oranını göstermektedir (DeMars, 2010).

2.2. İlgili Araştırmalar

2.2.1. Ulusal Alanda Yapılan İlgili Araştırmalar

Alanyazın incelendiğinde, psikolojik özellikleri ölçmek için kullanılan araçların çoğunluğunun psikometrik özelliklerinin tespit edilmesi ve uygulamadaki kolaylıklar sebebiyle, KTK'ye göre belirlendiği tespit edilmiştir. Ancak yapılan çalışmaların bir kısmının ölçme araçlarının psikometrik özelliklerinin KTK'ye göre daha güçlü varsayımları olan MTK'ye göre incelendiği tespit edilmiştir.

Her iki kurama göre yapılan psikometrik analiz sonuçlarının karşılaştırıldığı çalışmaların ulusal ve uluslararası alanyazın çalışmaları olmak üzere iki başlık altında incelenmiştir.

Baykul (1979) KTK ile MTK üç parametrelili lojistik modeline göre analiz edilen matematik yetenek testini aynı öğrenci grubuna uygulamıştır. Matematik yetenek testlerinden elde edilen puanların güvenilirlik ve geçerliliklerini karşılaştırmıştır. Karşılaştırmada, MTK'ye göre kestirilen puanlardan elde edilen KR-20 güvenilirlik katsayılarının KTK'ye göre hesaplananda daha yüksek olduğu, Her iki kuramdan kestirilen puanların genel yetenek puanları ile korelasyonlarına bakıldığında, KTK'den elde edilen puanlardan yüksek olduğu, her iki kurama göre elde edilmiş puanların öğretmen notları ile korelasyonları arasında anlamlı bir fark olmadığı tespit edilmiştir.

Gelbal (1994) MTK kapsamında Rasch modeli ile KTK ile kestirilen madde ve yetenek parametrelerinin benzerliklerini incelemiştir. Çalışmada KTK ile kestirilen madde güçlük indekslerini birim normal değerlere dönüştürerek z ve b parametresi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Test puanlarının normal dağılım gösterip göstermediği durumlarda kestirilen z ve b değerleri arasındaki korelasyonların değişmediği tespit edilmiştir.

Erden (1997) likert tipi matematik tutum ölçeğinin KTK ve MTK'ye göre kestirilen madde ve tutum parametreleri arasındaki nasıl bir ilişkinin olduğunu ve tutum ölçeğinin geçerlik ve güvenilirliklerini karşılaştırarak incelemiştir. Her iki kurama göre kestirilen madde parametreleri arasında yüksek ilişki içerisinde olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca geçerlik ve güvenilirlik düzeyleri her iki kurama göre yeterli olduğu sonucuna varılmıştır.

Kelecioğlu (2001) çalışmasında Milli Eğitim Bakanlığı tarafından yapılan Anadolu Lisesi Giriş Sınavının Türkçe ve matematik alt testlerini kullanarak MTK'deki madde güçlük "b" ve madde ayırıcılık gücü "a" parametreleri ile KTK'deki madde güçlük indeksi "p" ve madde ayırıcılık gücü "r" madde istatistiklerini kestirmiştir. Türkçe puanları dağılımının matematik puanları dağılımına göre normale daha yakın olduğu; her iki alt test için b parametrelerinin kestirilen değerleri ile geçiş formüllerinden hesaplanan değerlerine ait korelasyonların a parametresine ait korelasyonlardan daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Türkçe testinden elde edilen parametrelerin matematik testinden elde edilen elde edilenlere göre daha korelasyonlar verdiği sonucuna varılmıştır.

Nartgün (2002) çalışmasında likert tipi ölçek ile metrik ölçek olmak üzere iki ayrı form düzenlenmiş olan "Matematikle İlgili Düşünceler Ölçeği"nin madde ayırt edicilik ve madde güçlerinin benzerlik gösterdiği tespit edilmiştir. Her iki kurama göre ölçeğin güvenilirlik ve geçerlik düzeylerinin yüksek olduğu tespit edilmiştir. "Matematikle İlgili Düşünceler Ölçeği"nin her iki kuram bakımından; ölçeğin metrik formunda yer alan maddelerin ise KTK bakımından değişmezlik özelliklerini, alt örneklemelerin tüm gruptan farklılaştığı ölçüde, kaybettikleri sonucuna varılmıştır.

Anıl (2002) çalışmasında deneme uygulaması yapılmayan durumlarda madde özelliklerinin uzman tahminlerine dayalı kestirimlerinin KTK ve MTK'nin iki parametrelili lojistik modeline dayalı olarak hesaplanan madde ve test özelliklerini tahmin etme gücünü incelemiştir. Milli Eğitim Bakanlığı'nın 1999-2000 eğitim öğretim yılı Ortaöğretim Kurumları Öğrenci Seçme ve Yerleştirme Sınavı'na giren öğrencilerden seçkisiz olarak seçilen 9914 öğrencinin matematik alt testine verilen cevapları incelemiş, uzman tahminlerini 16 matematik öğretmeni tarafından elde edilmiştir. Uzman görüşlerine göre belirlenen madde güçlük indeksine karşılık gelen b parametrelerinin kestirilebileceği ortaya konmuştur. Fakat yapılan araştırmada her iki kurama göre elde edilen a parametresinin uzman tahminleri ile kestirilemeyeceği ortaya konmuştur. Bu sonuç dikkate alındığından test geliştirme alanında yeterli eğitim almış konu uzmanları ile örnek sorular üzerinde daha detaylı çalışmaların yapılabileceği eğitim ortamı oluşturularak, uzmanların soruların ayıricılık gücünü tahmin etmelerinin sağlandığı yeni bir araştırmanın yapılmasını önermiştir.

Doğan (2002) çalışmasında KTK ve MTK'yi örneklem bağlamında karşılaştırarak her iki kuramdan elde edilen madde parametrelerinin birbirleriyle olan ilişkilerini evren parametreleriyle olan ilişkilerini inceleyerek madde parametrelerinin değişmezlik özelliğinin sağlanıp sağlanmadığını; örneklem değiştiğinde madde parametrelerinin her iki kuramda değiştiği, bu değişimin kaynağının da örneklemin dağılımındaki değişimden kaynaklandığını tespit etmiştir. Ancak farklı örneklemelerden elde edilen madde parametrelerinin her iki kurama göre benzer kestirimlerde olduğu sonucuna varılmıştır. MTK'ye göre madde parametrelerinin değişmezlik özelliği göstermediği görülmüştür. Sonuç olarak her iki kuram arasındaki farkın kuramsal eksenli olduğu tespit edilmiştir.

Doğan ve Tezbaşaran (2003) çalışmalarında KTK ve MTK'nin örneklem bağlamında karşılaştırılmasında her iki kurama göre elde edilen madde istatistikleri ve parametrelerinin örneklem değişmelerinden etkilendiği; dolayısıyla parametre değişmezliği açısından kuramların herhangi birinin avantaj sağlayamadığı, madde güçlük değerlerinin genel olarak madde ayıricılık değerlerinden yüksek korelasyon verdiği gözlenmektedir. Elde edilen korelasyonların manidarlığı dikkate alındığında, KTK'nin değişmezliği sağlamasına rağmen MTK'nin özellikle a parametreleri açısından değişmezliği sağlayamadığı; korelasyonlar arası farklar dikkate alındığında her iki kuramın da değişmezliği sağlayamadığı; madde ayıricılık gücü değerleri arasındaki korelasyonların madde güçlük değerleri arasındaki korelasyonlardan düşük olması bakımından iki kuramın birbirine benzediği söylenebilir.

Kan (2006) KTK ve MTK'ye göre kestirilen madde parametrelerinin karşılaştırılması üzerine ampirik çalışmasında OKS Türkçe alt testine ait maddeler analiz edilmiştir. OKS Türkçe testinde yer alan maddelerin KTK ve MTK'ye göre kestirilen madde ayıricılık güçleri ve güçlük indeksleri arasındaki ilişkiler Spearman sıra farkları korelasyon katsayısı ile incelenmiştir. Sonuç olarak her iki kurama göre kestirilen madde güçlük indeksleri arasındaki korelasyon 0.981 iken madde ayırt edicilik gücü indeksleri arasındaki korelasyon ise 0.961 olarak tespit edilmiştir. Her iki kurama göre kestirilen madde güçlük indeksleri ile madde ayıricılık güçlerinin birbirine benzediği yani benzer sonuçlar ürettiği söylenebilir. Elde edilen sonuçlara dayanılarak KTK ve MTK arasındaki kuramsal farklılıklara rağmen, madde istatistikleri madde parametreleri açısından uygulamada elde edilen sonuçların fazlasıyla benzerlik gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Çelen (2008) çalışmasında KTK ve MTK'ye dayalı olarak geliştirilen iki testin psikometrik özelliklerinin karşılaştırılmasında 6., 7., ve 8. sınıf öğrencilerinden seçilerek oluşturulan ve sözel yetenek testi aracılığıyla kestirilen madde istatistikleri ile madde parametreleri arasında paralellik olduğu tespit edilmiştir. Madde güçlük indeksleri ile kestirilen b parametreleri arasında yüksek ($r=-0.97$), madde ayıricılık gücü indeksleri ile a parametresi arasında ise orta düzeyde ($r=0.56$) bir ilişki bulunmuştur. KR-20 güvenirlik katsayısı (0.92) ile MTK ile hesaplanan Lord'un güvenirlik katsayısı (0.94) birbirlerine çok yakın değerler almışlardır. Test puanları ve yetenek kestirimleri arasında yüksek bir ilişki bulunmuş ($r=0.99$), her ikisinde de sınıf düzeyine göre bir artış olduğu ve artışın her iki kurama göre geliştirilmiş test için de paralel olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Madde seçimi her iki kurama göre ayrı ayrı yapılarak geliştirilen testin uygulanmasından elde edilen test puanı ve yetenek kestirimleri arasında yüksek bir ilişki ($r=0.96$) bulunmuştur. Nihai uygulamalardan elde edilen test puanları ve yetenek kestirimlerinin de sınıf düzeyine göre bir artış gösterdiği, artışın her iki kurama göre geliştirilmiş test için de paralel olduğu görülmüştür. Araştırmada elde edilen bütün bulgular, MTK'nin "farklı yollardan aynı sonuçlara ulaşmanın bir diğer yolu" olduğu görüşünü destekler niteliktedir. Sonuç olarak geçerli ve güvenilir bir araç geliştirmek için seçilecek kuramın değil, seçilen kuramın gereklerini yerine getirmenin önemli olduğu tespit edilmiştir.

Çelen ve Aybek (2013) öğrenci başarısının öğretmen yapımı bir testle KTK ve MTK yöntemleriyle elde edilen puanlara göre karşılaştırılması çalışmalarında 40 çoktan seçmeli maddeden oluşan ölçme ve değerlendirme dersindeki başarıyı ölçmeyi amaçlayan testin her iki kurama göre karşılaştırılması amaçlanmıştır. Testteki tüm maddeler her iki kurama göre puanlandığında, elde edilen puanlar arasındaki ilişki pozitif, oldukça yüksek ve manidar bulunmuştur. Madde analizleri yapıldığında KTK'ye göre 5, MTK'ye göre ise 14 maddenin testten çıkarılması gerektiği görülmüş ve madde atılarak puanlama yeniden yapıldığında, elde edilen puanlar arasındaki ilişki pozitif, oldukça yüksek ve manidar bulunmuştur. Ders kapsamında, bireye uyarlanmış test kullanımı, test eşitleme vb. amaçlanıyorsa MTK, geçti-kaldı kararı verileceğinde ise KTK'nin tercih edilmesi daha kullanışlı olacaktır sonucuna ulaşılmıştır.

Özer Özkan (2012) öğrenci başarılarının belirlenmesi sınavından KTK, tek ve çok boyutlu MTK modelleri ile kestirilen başarı puanlarının karşılaştırılması çalışmasında Türkçe ve matematik alt testlerinden elde edilen verilerin analizi sonucu, Türkçe alt testinden KTK'ye göre elde edilen puanlar ile tek ve çok boyutlu MTK'ye göre kestirilen yetenek parametreleri arasında yüksek ve manidar düzeyde ilişkiler olduğu tespit edilmiştir. Matematik alt testinden KTK'ye göre elde edilen puanlar ile tek ve çok boyutlu MTK'ye göre kestirilen yetenek parametreleri arasında yüksek ve manidar düzeyde ilişkiler olduğu tespit edilmiştir. Bu durum, farklı varsayımlara sahip iki farklı kurama göre kestirilen test puanları ve yetenek kestirimlerinin benzerlik içinde olduğu tespit edilmiştir.

Çakıcı Eser (2013) çalışmasında PISA 2009 verisinin madde tepki kuramı ile analiz edilmesi amaçlamıştır. Bu çalışma ile PISA 2009 okuma testi Türkiye örnekleminde elde edilen 10 maddelik ve 1504 kişilik veri seti MTK'ye ait 3 lojistik model ile test edilmiştir. Lojistik modeller test edilmeden önce veri seti MTK varsayımları bakımından test edilmiştir. Veri setine ilişkin gerçekleştirilen faktör analizine göre tek boyutlu, dolayısıyla da yerel bağımsız olduğu gösterilmiştir. Maddelerin cevaplanma oranına bakarak hız testi olup olmadığı kontrol edilmiş, tüm bireylerin tüm maddeleri cevaplaması açısından hız testi olmadığına karar verilmiştir. Daha sonra lojistik modellere göre analizler yapılmış; sonuçta -2LL farklarına dayalı olarak veri setine en uygun modelin 2PL model olduğuna karar verilmiştir. Madde bilgi fonksiyonuna göre en yüksek bilgi -0,89 yetenek düzeyinde 1,33 değeri ile madde9 tarafından sağlanmaktadır. Test bilgi fonksiyonu ise en yüksek değerini -0,75 yetenek düzeyinde 2,93 değerini almaktadır.

Uysal (2015) araştırma özyeterlik ölçeğinin psikometrik özelliklerinin KTK ve MTK'ye göre incelenmesi çalışmasında 549 eğitim fakültesi öğrencisinin 18 maddelik ölçeğin madde(madde ayıricılık gücü ve maddenin ölçtüğü özellik düzeyi) ve ölçek (ölçek puanı, güvenilirlik ve geçerlik) özelliklerini her iki kurama göre kestirilen psikometrik özelliklerin benzer olduğunu tespit etmiştir.. KTK ve MTK'ye göre kestirilen madde ayıricılık güçlerinin yüksek düzeyde ilişkili olduğu, her iki kurama göre ölçtükleri özellik düzeyleri arasında negatif yönde yüksek düzeyde bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. KTK ve MTK'ye göre kestirilen güvenilirlik katsayılarının birbirine benzer olduğu görülmüştür.

Gül İnce (2016) TIMMS (Uluslararası Matematik ve Fen Eğilimleri Araştırması) 2011 matematik alt testi madde parametrelerinin KTK ile MTK'ye göre BILOG MG, MULTILOG ve R programlarıyla karşılaştırmalı olarak incelenmesi çalışmasının örneklemini TIMSS 2011 Türkiye uygulamasına katılan 4. sınıf öğrencilerinden 11. matematik alt testini alan 543 öğrenci oluşturmaktadır. Bu araştırma var olan yöntem ve tekniklerin sınanması yapıldığı için betimsel araştırma türündedir. Araştırma sonuçlarına göre ikili puanlanan maddeler için hesaplanan KTK güçlük katsayıları ve kestirilen MTK b parametreleri arasındaki korelasyon negatif yönde yüksek ve manidar bulunmuştur. KTK ayırt edicilik katsayıları ile MTK a parametreleri arasındaki korelasyonun 1PL ve 2PL için pozitif yönde, yüksek ve manidar, 3PL model için ise pozitif yönde, orta düzeyde ve manidar olduğu görülmüştür. BILOG MG, MULTILOG ve R yazılımlarına göre yapılan parametre kestirimlerinden elde edilen sonuçlar incelendiğinde ise BILOG MG ve MULTILOG programlarının birbirine yakın parametre kestirimleri verdiği tespit edilmiştir. Model veri uyumu incelendiğinde, BILOG yazılımına göre en uyumlu modelin 2PL model; MULTILOG ve R yazılımlarına göre ise 3PL model olduğu görülmüştür. Güvenirlik analizleri için KTK'ye göre Cronbach alfa iç tutarlık katsayısı hesaplanmış, MTK'ya göre ise marjinal ve görgül güvenilirlik katsayıları hesaplanmıştır. KTK ve MTK'den elde edilen güvenilirlik katsayıları arasındaki farkın manidarlığı test edilmiş, MTK'ye göre marjinal güvenilirlik katsayısı ile Cronbach alfa katsayısı arasında manidar fark bulunmuştur.

Akyıldız ve Şahin (2017) açık öğretimde kullanılan sınavlardan KTK ve MTK'ye göre elde edilen yetenek ölçülerinin karşılaştırılması çalışmasında yapılan analizler sonucunda iki boyutlu olduğu tespit edilen sınavın MTK'nin 3 parametrelili lojistik modeline uyum sağladığı ancak her iki kurama göre yetenek kestirimleri arasındaki ilişkilerin benzer olduğu sonucuna varılmıştır.

Bulut (2018) aıktan ve uzaktan ğrenmede Őans baŐarisının KTK ve MTK temelinde karŐılaŐtırmalı bir analiz alıŐmasında, 2013-2017 yılları arasında sekiz dnemi kapsayan sınavların verilerini her iki kurama gre incelemiŐtir. KTK'ye gre hesaplanan ve puanlarla 4 yanlıŐ 1 dođru yntemiyle hesaplanan puanlar arasındaki korelasyon 0,883-0,909 deđerleri arasında deđiŐtiđi ve anlamlı bir farkın olmadığı grlmŐtr. MTK, 2 parametrelili ve 3 parametrelili lojistik modele gre kestirilen yetenek llerinde ise aralık geniŐ olmayıp, puanlar yksek sıra benzerliđi gsterse de sonular MTK, 3 parametrelili lojistik modele gre daha ok uyum gsterdiđi tespit edilmiŐtir.

2.2.2. Uluslararası Alanda Yapılan İlgili AraŐtırmalar

Cook (1996) alıŐmasında ok kategorili puanlamaya elveriŐli lme aralarının psikometrik zelliklerini, madde tepki kuramındaki "kısmi puanlama", "genelleŐtirilmiŐ kısmi puanlama" ve "ađırlıklandırılmıŐ tepki" modellerine gre karŐılaŐtırmalı olarak incelemiŐ, her  modele gre kestirilen θ yetenek dzeylerinin birbirine yakın sonular verdiđi tespit edilmiŐtir.

Fan (1998) deneysel bir alıŐma niteliđinde olan "Teksas Akademik Beceri Deđerlendirme leđi"ni KTK ile MTK'nin 1, 2 ve 3 parametrelili lojistik modellerine gre karŐılaŐtırılmasını araŐtırmıŐtır. Her iki kurama gre kestirilen madde parametreleri ile lek parametreleri arasında yksek korelasyonların olduđu tespit edilmiŐtir. Bu sonula her iki kuramdan elde edilen sonuların aynı anlamda kullanılabileceđi sonucuna varılmıŐtır.

Stage (1998) alıŐmasında İsve'te uygulanan SweSAT (the Swedish Scholastic Aptitude Test) bir alt test trn KTK ve MTK'ye gre madde analizleri yapmıŐ, her iki kurama gre kestirilen madde glk indeksleri ile madde ayırıcılık gc deđerlerinin iliŐkili olduđu tespit edilmiŐtir. Her iki kurama gre madde ayırıcılık deđerleri arasındaki iliŐkilerin madde glđ deđerlerine gre daha dŐk dzeyde olduđu tespit edilmiŐtir.

Somer (1998) alıŐmasında kiŐilik testlerini KTK ile MTK'ye gre karŐılaŐtırarak madde glk deđerleri ile madde ayırıcılık deđerlerinin benzer deđerler verdiđi MTK'nin llen zellik ile madde arasındaki iliŐki hakkında detaylı bilgi verdiđi sonucuna ulaŐılmıŐtır.

Anderson (1999) çalışmasında British Columbia Diploma Sınavı'nın matematik alt testi verilerini KTK ve 3PL MTK modele göre karşılaştırmıştır. Çalışmanın amacı MTK kullanımı ile ortaya çıkan karmaşıklık ve zorluk karşısında önemli bir faydası olup olmadığını belirlemektir. Model uyumunu en çok 3PL model sağladığı için bu modelle çalışmanın uygun olacağı sonucuna ulaşılmıştır. Analiz sırasında test iki yarıya bölünmüş olup, aynı yarılar için KTK ve MTK'den elde edilen ortalama puanların birbirine benzer olduğu görülmüştür. Farklı iki alt test için KTK'ye göre elde edilen test puanları ile MTK'ye göre kestirilen yetenek parametreleri arasında yüksek korelasyonun olduğu tespit edilmiştir.

Macdonald ve Paunonen (2002) çalışmasında simüle edilmiş test verileri ile Monte Carlo tekniklerini kullanarak, iki ölçüm çerçevesinden madde ve bireylerden elde edilen istatistiklerin KTK ve MTK'ye göre kestirilen değerleri karşılaştırmıştır. KTK ve MTK'ye dayalı madde zorluğu ve kişilik yetenek tahminlerinin simüle edilen test koşullarında karşılaştırılabilir, ancak madde ayırt edicilik parametrelerinin bazı şartlarda karşılaştırılabileceği tespit edilmiştir. Her iki kurama göre kestirilen madde parametreleri ile örneklem arasında değişmezlik olduğu görülmüştür. Bu da MTK'nin madde parametrelerindeki değişmezlik özelliğini kanıtlayan bir durum olmuştur. Her iki kurama göre yapılan madde ve birey parametrelerinin yüksek düzeyde bilgiler verdiği tespit edilmiştir. Sonuç olarak değişmezlik yönünden her iki kuramın benzer şartlarda benzer sonuçlar verdiği tespit edilmiştir.

Hwang (2002) çalışmasında sekizinci sınıf matematik testini 15 çoktan seçmeli maddeyle 600 öğrenciye uygulayıp elde ettiği verileri KTK ve MTK'ye göre incelemiştir. KTK'ye göre elde edilen madde istatistikleri ile MTK'ye göre kestirilen parametreler arasındaki korelasyonlarda deneysel olarak farklılığın olmadığı ortaya çıkmıştır.

Courville (2004) çalışmasında çoktan seçmeli maddelerden oluşan İngilizce, matematik, okuduğunu anlama ve fen alt testlerini cevaplayan 322.460 öğrenciden rastgele seçilen 80.000 öğrencinin testlere verilen cevaplarını madde istatistikleri ile madde parametrelerine göre kestirilen değerlerini KTK ve MTK'ye göre karşılaştırdığı çalışmasında her iki kurama göre madde istatistikleri ile madde parametrelerinin benzer olduğu; değişmezliğin her iki kuram için de sağlandığı tespit edilmiştir.

Wiberg (2004) çalışmasında İsveç'te 5.404 bireye uygulanan ehliyet sınavından elde edilen verilerin KTK ve MTK'ye göre karşılaştırmıştır. MTK'ye göre model veri uyumunu inceleyerek 3 parametrelili lojistik modelin veriye daha uyumlu olduğu ancak b parametresi kestirilen değerlerinin 1 parametrelili lojistik modelde daha yüksek sonuçlar verdiği, 2 ve 3 parametrelili lojistik modellerde a parametresinin 3 parametrelili lojistik modelde ise c parametresinin değişmezlik sağlamadığı tespit edilmiştir. a parametresi ile çift serili korelasyon yöntemiyle hesaplanan madde ayırıcılık gücü indeksi arasındaki korelasyon 0,753, b parametresi ile madde güçlük indeksleri arasındaki korelasyon -0,861 olarak hesaplanmıştır.

Matteucci ve Stracqualursi (2006) çalışmalarında temel istatistik dersinin bir döneminde uygulanan açık uçlu maddelere verilen yanıtların madde ayırıcılık güçlerini (a parametresini) derecelendirilmiş tepki modeli ile incelemişlerdir. MTK'ye göre madde parametreleri, madde bilgi eğrileri ve standart hataları tespit edilmiştir. Sonuç olarak seçilen modelin veriyle uyumlu olduğu, madde parametreleri analiz edilerek yanıtı çoklu yapıda olan maddelerin daha fazla bilgi verdiği buna göre bu maddelerde hata miktarının azaldığı, bireylerin yetenek düzeyleri arasındaki farklılıkları ortaya çıkaran maddelerden oluştuğu sonucuna varılmıştır.

Wilson, Allen ve Li (2006) çalışmalarında 898 bireye uygulanan ve 14 maddeden oluşan kendine yeterlik ölçeğini KTK ve MTK'ye göre karşılaştırmışlardır. KTK'ye göre Cronbach alfa güvenilirlik katsayısının 0,91, MTK'ye göre marjinal güvenilirlik katsayısının 0,92'dir. Her iki kurama göre yapılan analiz sonuçlarının benzer olduğu görülmüştür.

Jimelo ve Silvestre-Tipay (2009) KTK ile MTK arasındaki kuramsal farklılıkların sebebini ve bu farklılıkların ne ölçüde olduğu çalışmalarında verileri üniversite birinci sınıf öğrencilerine uygulanan biyoloji testinden elde edilmiştir. KTK ve MTK'ye göre madde güçlükleri kestirilmiş, kestirimlerin tutarlılığı incelenmiş, KTK ve MTK'ye dayalı hesaplanan iç tutarlılıklar karşılaştırılmıştır. 326 kişiye uygulanan testten ikiye bölme yöntemi ile elde edilen iç tutarlık katsayısı 0,70 bulunmuş, KR20 yöntemi ile elde edilen iç tutarlık katsayısı ise 0,72 bulunmuştur. KTK ve MTK'ye göre kestirilen madde güçlükleri birbirinden önemli derecede farklı bulunmuş, KTK'ye göre toplam 60 sorunun 54'ü ortalama güçlükte çıkmış, MTK'ye göre 34 soru ortalama güçlükte çıkmıştır. İç geçerlikler iki kuram içinde yüksek ve yakın çıkmıştır. Araştırmaya göre iki kuramın birbirine üstünlüğü olmadığını vurgulanmış, iki kuramın birbirinden bağımsız ele alınması gerektiği belirtilmiştir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

YÖNTEM

Bu bölümde araştırmanın türü, verilerin toplandığı grup veri toplama araçları ve verilerin analiz edilmesinde kullanılan yöntemler açıklanmıştır.

3.1. Araştırma Modeli

Bu araştırmada, PISA 2012 matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK'ye dayalı yöntem ve tekniklerle analiz edilerek elde edilen madde ve ölçek özellikleri arasındaki benzerlik ve farklılıkların tespit edilmesi amaçlanmıştır.

Araştırmada, PISA 2012 matematik yönelik ilgi ölçeğinin psikometrik özelliklerinin her iki kurama dayalı farklı yöntem ve tekniklerle karşılaştırılması amaçlandığı için temel araştırma niteliğindedir. Bu yönüyle ele edilen bulguların evrene genellemesi amacı taşımadığından ilişkisel bir çalışma niteliği olan alan araştırması türünde de bir çalışma özelliği taşımaktadır.

3.2. Evren ve Örneklem

Veri analizinin yapılabilmesi ve istatistiksel anlamda sayıtların sağlanması için yeterli düzeyde örnekleme yapılması amaçlanmıştır. Araştırmanın hedefine ulaşılabilmesi için gerekli verilerin toplanmasında Türkiye'de öğrencilerin PISA 2012 matematik okuryazarlığını açıklamak amacıyla hazırlanan duyuşsal özelliklerden “matematiğe yönelik ilgi” ölçeğine cevaplayıcı olarak 15 yaş grubu toplam 4848 öğrenci çalışma kapsamına alınmıştır.

Buna göre uygulamaya katılan 1706 öğrencinin ölçeği, maddeleri cevaplamadan boş bıraktığı tespit edilmiştir. Bu cevaplayıcılar araştırma kapsamı dışında tutularak 3142 öğrenci üzerinden veri analizi yapılmıştır.

Tablo 2. PISA 2012 Türkiye Örnekleme Okul Türleri ve Cinsiyetlerine Göre Dağılımı

Okul Türü	Kız		Erkek		Toplam	
	n	%	n	%	n	%
İlköğretim Okulu	56	1,16	64	1,32	120	2,48
Genel Lise	712	14,69	750	15,47	1462	30,16
Anadolu Lisesi	593	12,23	457	9,43	1050	21,66
Fen Lisesi	22	0,45	13	0,27	35	0,72
Sosyal Bilimler Lisesi	20	0,41	15	0,31	35	0,72
Anadolu Öğretmen Lisesi	117	2,41	90	1,86	207	4,27
Meslek Lisesi	564	11,63	652	13,45	1216	25,08
Anadolu Meslek Lisesi	175	3,61	104	2,15	279	5,75
Teknik Lise	9	0,19	66	1,36	75	1,55
Anadolu Teknik Lisesi	21	0,43	102	2,10	123	2,54
Çok Programlı Lise	81	1,67	97	2,00	178	3,67
Polis Koleji	0	0,00	68	1,40	68	1,40
Toplam	2370	48,89	2478	51,11	4848	100

Kaynak: MEB, 2015: 14.

Tablo 2 incelendiğinde öğrencilerin yaklaşık %48,89'u kız öğrencilerden %51,11'i erkek öğrencilerden oluşmaktadır. Türkiye örnekleminde 12 farklı okul türünden öğrenciler yer almıştır. PISA 2012 uygulamasına katılan okul türleri arasında ilköğretim okulu, genel lise, anadolu lisesi, fen lisesi, sosyal bilimler lisesi, anadolu öğretmen lisesi, meslek lisesi, anadolu meslek lisesi, teknik lisesi anadolu teknik lisesi, çok programlı lise ve polis koleji yer almaktadır. Öğrencilerin %77'si sırasıyla genel lise, meslek lisesi ve anadolu lisesi olmak üzere üç okul türünde öğrenim gören öğrencileridir. %1,2'si özel okul olup kayıp veriyle birlikte %98,8'i de resmi okullardan oluşmaktadır.

3.3. Veri Toplama Araçları

Bu araştırmada Türkiye'de öğrencilerin PISA 2012 matematiğe yönelik duyuşsal özelliklere sahip olma düzeylerini tespit etmede kullanılan matematiğe yönelik ilgi ölçeği kullanılmıştır. Ölçeğin istatistiksel sayıltıları sağladığına ilişkin verileri toplamak ve öğrencilerin demografik özellikleri hakkında bilgi sahibi olmak için öğrencilerin cinsiyetleri, öğrenim düzeyleri ile ilgili veriler toplanmıştır.

3.3.1. İlgı Ölçeđi

İlgı, bireylerin bir faaliyete, kiři ya da nesneye karřı sınırlayıcı řartlar altında bile uzun bir süre ya da süreksiz devam eden bađlanmışlık, istek ya da hořlanma durumu olarak tanımlanmaktadır. Çalışmada ilgı düzeyini belirlemek amacıyla PISA öđrenci anketinde yer alan ve 4'lü likert tipinde puanlanan 4 madde EK 1'de analiz kapsamına alınmıřtır. Ölçek öđrencilerin her bir ölçek maddesine yanıt olarak; (1) “kesinlikle katılmıyorum”, (2) “katılmıyorum”, (3) “katılıyorum”, (4) “kesinlikle katılıyorum” olmak üzere dört kategoriden oluřmuřtur. Ölçeđin maddelerinin tamamı tersten kodlanan maddeler olduđu tespit edilmiřtir. Elde edilen veriler üzerinden veri analizi yapılmadan önce maddelerin ters kodlaması yapılarak iřlem yapılmıřtır. Yüksek puan ilginin yüksek olduđunu göstermektedir.

3.3.2. Geçerlik

Ölçeđin yapı geçerliđini ortaya koyabilmek için öncelikle ačímlayıcı faktör analizi yapılmıřtır. 3142 kiřiden oluřan örneklemin büyüklüđu açısından faktör analizi için veri yapısının uygunluđunu deđerlendirmek amacıyla Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) deđerı bulunmuřtur. KMO deđerinin 0,83 olduđu ve dolayısıyla veri yapısının faktör analizi yapabilmek için yeterli olduđu deđerlendirilmiřtir. Barlett testi sonuđları incelendiđinde elde edilen (χ^2) deđerinin 0.01 düzeyinde manidar olduđu görölmektedir. Bu sonuđ, verilerin çok deđişkenli normal dađılımdan geldiđi ve dolayısıyla faktör analizinin bir diđer sayılıısının karřılandığı anlamına gelmektedir. Yamaç-birikinti grafiđi incelenmiř ve bu dođrultuda yapılan analiz sonucu dört maddenin yüksek yük deđerine sahip olduđu tespit edilmiřtir. Tek faktörün varyansa yaptıđı katkı %76'dır. Ölçeđin geçerliđine iliřkin ačímlayıcı faktör analizi sonrası, ölçeđin faktör yapısı dođrulatoryı faktör analizi ile yeniden test edilmiřtir. Manidarlık deđerleri açısından, gizil deđerşkenlerin gözlenen deđerşkenleri açıklama durumlarına iliřkin tüm t deđerleri 0,01 düzeyinde manidardır. Ölçeđin yapı geçerliđine sahip olup olmadıđını kestirmek için PISA 2012'de uygulamaya katılan 35 fen lisesi öđrencisi ile 1216 meslek lisesi öđrencisinin KTK ve MTK'ye göre kestirilen ilgı düzeyleri puanları arasındaki farkın manidarlıđı 0,05 anlamlılık düzeyinde bađımsız örneklemler için t-testi ile test edilmiřtir. Her iki kurama göre kestirilen ilgı düzeyleri kullanılarak ölçeđin geçerliđine kanıt bulmak için yapılan analiz sonuđlarına göre iki grup arasında anlamlı bir farklılıđın olduđu tespit edilmiřtir. Elde edilen her iki geçerlik analizine göre ölçeđin yapı geçerliđinin olduđu görölmüřtür.

3.3.3. Güvenirlik Çalışması

Ölçeğin güvenilirliğini belirlemek için Cronbach alfa iç tutarlık katsayısı ve madde toplam puan korelasyonları incelenmiştir. Analiz sonuçları incelendiğinde, Cronbach alfa iç tutarlık katsayısı 0,89 olduğu tespit edilmiştir. Madde toplam test korelasyonlarına bakıldığında tüm maddelerin 0,30'un üstünde ve madde ayırt edicilik değerlerinin 0,71-0,81 arasında olduğu maddelerin bireyleri iyi derecede ayırt ettiği tespit edilmiştir. Madde toplam test korelasyonları yüksek ve pozitif olduğundan her ölçekteki maddelerin benzer davranışları örneklediğini gösterir. Bu durum da ölçeğin iç tutarlılığının yüksek olduğunu gösterir.

3.3.4. Veri Toplama Araçlarının Uygulanması

PISA 2012 Türkiye uygulamasında kullanılan öğrenci anketi, standart PISA 2012 öğrenci anketinden farklılık göstermektedir. PISA 2012'de opsiyonel olarak sunulan 'Bilişim Teknolojileri Anketi (ICT Questionnaire)' Türkiye'de uygulanmamıştır. Bunun yerine bilişim teknolojilerine erişim ve bunların kullanılması ile ilgili bazı veriler, öğrenci anketinin sonuna eklenen maddelerle toplanmıştır. Öğrenci anketinde öğrenciye kendisiyle, ailesiyle ve evi ile ilgili bilgiler, matematik öğrenimi, problem çözme deneyimleri, matematik öğrenimiyle ilgili diğer sorular, bilişim teknolojilerine erişim imkanları, genel bilgisayar kullanımı, okul dışında bilişim teknolojileri kullanımı, okulda bilişim teknolojileri kullanımı, bilgisayara yönelik tutum bölümlerinden oluşan A formunda 65, B ve C formlarında ise 66 adet soru bulunmaktadır. Sorular 2, 3, 4 ve 5 dereceli ölçekte ve açık uçlu olarak hazırlanmıştır. Matematiğe yönelik ilgi ölçeği, PISA 2012 öğrenci anketi başlığı altında uygulanmış dört dereceli dört maddeden oluşan ilgi maddeleri olarak belirlenmiştir (MEB, 2015).

3.4. Verilerin Analizi ve Yorumlanması

Likert tipi ilgi ölçeğinin madde ve ölçek özelliklerini belirlemek amacıyla öğrencilerin ölçek maddelerine vermiş oldukları tepkilerden elde edilen puanlar IBM SPSS Statistics (version 21) programı, LISREL (version 8.7) ve MULTILOG (version 7.03) programları kullanılmıştır.

MTK'ye göre parametre kestirimi yapabilmek için ölçeğin monotonluk sayılığını ihlal etmemek şartıyla maddelerin dört kategorili ve normal bir dağılım gösterdiği tespit edilmiştir. Veri analizi için önemli olan diğer bir faktör ise birey sayısının yeterli çoğunlukta olduğu ile ilgili ayrıca ölçme ve değerlendirme alanında bir uzmandan görüş alınmıştır.

KTK ve MTK'ye ilişkin sayılılar incelendiğinde normal dağılım, tek boyutluluk, yerel bağımsızlık, model veri uyumu ve her iki kurama göre madde ve ölçek özellikleri tespit edilirken ölçeğin (1) “kesinlikle katılıyorum”, (2) “katılıyorum”, (3) “katılmıyorum”, (4) “kesinlikle katılmıyorum” olmak üzere dört kategorisine göre değerlendirme yapılacağı kararlaştırılmıştır. Maddeler tersten kodlanarak yüksek ilgi düzeyi olan birinci kategoriden düşük ilgi düzeyi olan dördüncü kategoriye 1'den 4'e doğru yeniden kodlanmıştır. Dolayısıyla yüksek puan, yüksek ilgi düzeyinin olduğunu gösterir.

Ölçekte yer alan maddelere verilen tepkilerin puanlanması sonucu alt problemlerin çözümü için veri analizini yapmadan önce verilerin her iki kuram için gerekli sayılıları karşılayıp karşılamadığı tespit edilmiştir. Verilerin normal dağılım gösterip göstermediğine ilişkin analizlerde betimsel istatistikler ve Kolmogorov-Smirnov istatistiği kullanılmıştır. Tek boyutluluk ve yerel bağımsızlık varsayımlarının test edilmesinde faktör analizi tekniğinden faydalanılmıştır. MTK'de model veri uyumu $-2 LL$ istatistiği ile test edilerek madde düzeyinde beklenen ve gözlenen puanlar arasındaki farklar tespit edilmiştir. KTK ve MTK'ye göre varsayımların karşılanıp karşılanmadığına ilişkin analizler yapılmıştır.

3.4.1. Normal Dağılım

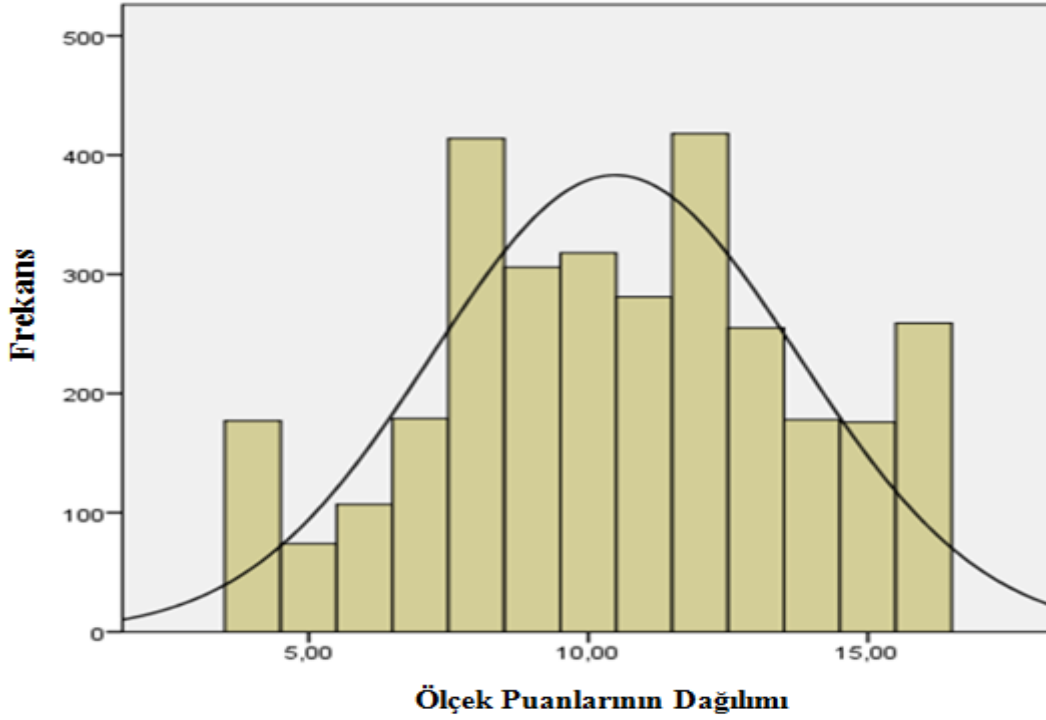
Bireylerin ölçülen özelliklerinin evrende normal dağılım göstermesi MTK kadar KTK içinde önemli sayılılardan biridir. Her iki kurama göre ölçeğin psikometrik özelliklerinin anlamlı ve doğru bir şekilde kestirilebilmesi açısından verilerin normal dağılım özelliği göstermesi varsayımının karşılanması bakımından önemlidir. İlgi ölçeğinden elde edilen puanların normal dağılım gösterip göstermediği betimsel istatistikleri ile Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği istatistiği ile tespit edilmiştir. KTK'ye göre 3142 kişili çalışma grubundan elde edilen ilgi ölçeği puanlarının betimsel istatistikleri Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3. İlgili Ölçeğinden Elde Edilen Puanlara İlişkin Betimsel İstatistikler

	Betimsel İstatistikler	
	İstatistik	Standart Hata
En Küçük Değer	4,00	
En Büyük Değer	16,00	
Aritmetik Ortalama	10,48	0,058
Tepe Değer	12,00	
Ortanca	10,00	
Standart Sapma	3,271	
Basıklık	-0,722	0,087
Kayıklık	-0,103	0,044
Ranj	12,00	
Madde Sayısı (K)	4	
Öğrenci Sayısı (N)	3142	

Tablo 3 incelendiğinde ölçekten elde edilen puanların geniş bir ranjda dağıldığı tespit edilmiştir. Bu bağlamda puan dağılımlarına bakıldığında standart sapma değerinin yüksek olduğu görülmektedir. Ortalama, ortanca ve tepe değerinin birbirine yaklaşık değerler aldığı bu da dağılımın normalden aşırı uzaklaşmadığının göstergesidir. Basıklık ve kayıklık değerleri -1 ile +1 arasında kaldığı, puanların normal dağılımdan aşırı bir sapma göstermediği görülmektedir. Bu veriler ışığında dağılımın normal dağılımdan aşırı sapma göstermediği görülmüştür. Dağılımın normalliği incelemesinde betimsel istatistiklerin yanı sıra ölçek puanlarının dağılımı grafiğinin incelenmesi de önemlidir.

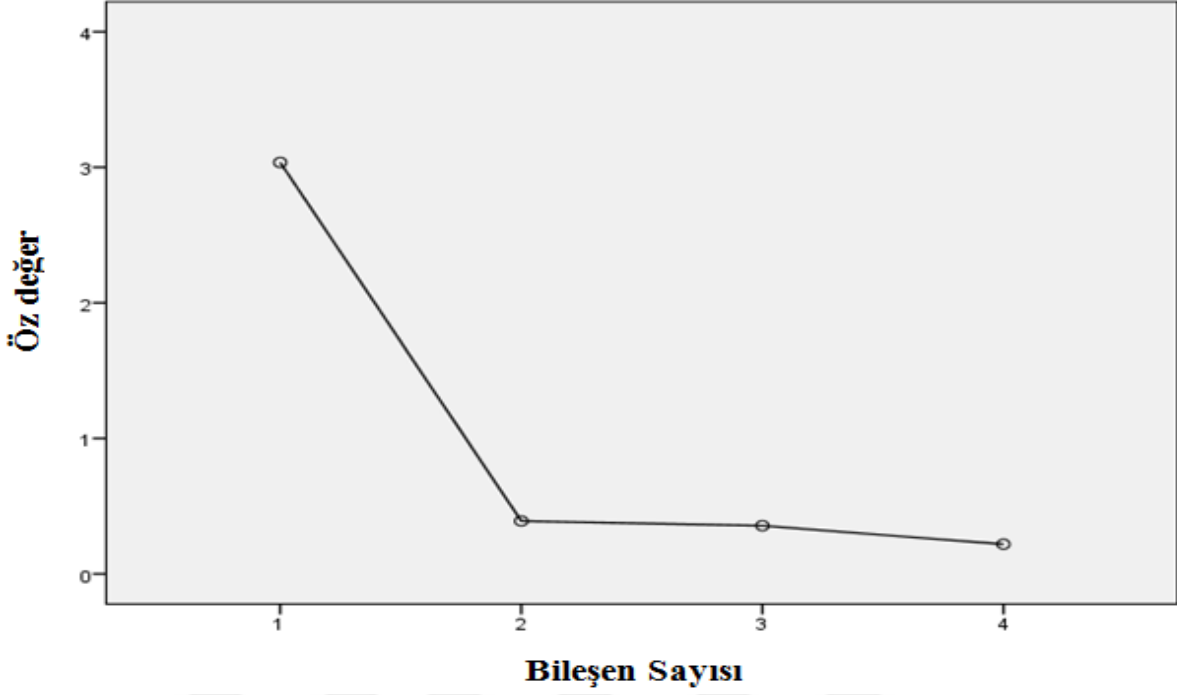
Ölçekten elde edilen puanların normal dağılım gösterip göstermediğini test etmek amacıyla Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği istatistiği sonucunda dağılımın 0,05 anlamlılık düzeyinde normal olduğu sonucuna ulaşılmıştır. ($p < 0,05$). Ölçekten elde edilen betimsel istatistikleri değerlendirildiğinde basıklık ve çarpıklık katsayılarının -1 ile +1 arasında olması, aritmetik ortalama, tepe değer ve ortanca değerlerinin birbirine yakın değerlerde olması dağılımın normal dağılımdan önemli bir sapma göstermediği söylenebilir. (Büyüköztürk, 2016). Şekil 7'deki ölçek puanlarının dağılım grafiği de puanların normal dağıldığını, bu durumda matematiğe yönelik ilgi ölçeğinden elde edilen puanların normal dağılım gösterdiği söylenebilir.



Şekil 7. Ölçek Puanlarının Dağılımı

3.4.2. Tek Boyutluluk

MTK'nin diğer önemli bir varsayımı ölçülen özelliğin tek boyutlu olmasıdır. Araştırmada psikometrik özellikleri belirlenecek matematiğe yönelik ilgi ölçeği ile ölçülen özelliğin tek boyutlu olup olmadığını belirlemek için temel bileşenler analizi tekniğinden yararlanılmıştır. Faktör analizi sonucu 1.maddenin faktör yük değeri 0,90, 2. maddenin faktör yük değeri 0,89, 3. maddenin faktör yük değeri 0,85 ve 4. maddenin faktör yük değeri 0,84 olarak tespit edilmiştir. Matematiğe yönelik ilgi ölçeğinden elde edilen verilerin faktör analizine tabi tutulması sonucu faktör yük değerlerinin dört madde için 0,84 ve daha yüksek yük değerine sahip olduğu özdeğerleri açısından 1.maddenin öz değeri 3,04 ve açıkladığı varyans %75,89, 2. maddenin öz değeri 0,39 ve açıkladığı varyans %9,75, 3. maddenin öz değeri 0,36 ve açıkladığı varyans %8,89, 4. maddenin öz değeri 0,22 ve açıkladığı varyans %5,48 olarak tespit edilmiştir. Öz değerler ve açıkladıkları varyanslara göre ölçeğin tek boyutluluğu sağladığı görülmüştür. Açıklanan toplam varyans %75,89'dur. Yapılan faktör analizi sonuçları Ek 2'de verilmiştir. Faktör analizi sonucu elde edilen öz değerlerin grafiği Şekil 8'de verilmiştir.



Şekil 8. İlgili Ölçeği Öz Değerleri Saçılma Grafiği

3.4.3. Yerel Bağımsızlık

Yerel bağımsızlık tek boyutlulukla ilişkili bir varsayımdır. Eğer bir ölçek tek boyutluluk özelliği gösteriyorsa bu ölçekte yer alan maddelerin yerel bağımsızlık özelliğine sahip olduğu söylenebilir. Matematiğe yönelik ilgi ölçeği maddelerinin tek boyutluluk özelliği gösterdiğinden ölçeğin maddelerinin yerel bağımsız olduğu söylenebilir (DeMars, 2010).

3.4.4. Model – Veri Uyumu

MTK’de değişmez madde ve birey parametrelerini elde etmek için model ile veri arasında uyum olması gerekir. Matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin psikometrik özelliklerini belirlemek amacıyla MTK modellerinden Samejima’nın derecelendirilmiş tepki modeli seçilmiştir. Seçilen bu modelin elde edilen veri ile uyumu “-2 lnL” istatistiği ile belirlenmiştir. Tek boyut özelliğinde faktör yükü yüksek olan maddelerden elde edilen verilerin uyumunu MULTILOG 7.03’te yapılan analiz sonucu -25293,9 olarak hesaplanmıştır. Maksimum likelihood değerinin kestirilmesinde negatif log likelihood değeri verinin modelle ne derece uyumlu olduğunu gösterir.

MTK’de model veri uyumu sağlandığında, testteki madde parametreleri testin uygulandığı grubun yetenek düzeylerinden bağımsız olarak kestirilir. Dolayısıyla madde parametrelerinin, evrenden seçilen farklı örneklerdeki bireylerin maddelere verdiği yanıtlardan bağımsız bir şekilde kestirildiği görülmektedir (Hambleton ve Swaminathan, 1985). Veri ile MTK modelinin uyumu zayıf olduğunda başka bir ifadeyle negatif çıkan log likelihood değeri büyüdükçe uyum kötüleşir ve bu değer verinin modelden uzaklaşma derecesini gösterir. Maddelerin veriye uyum düzeylerini tespit etmek için ölçek maddelerine verilen tepkilerin gözlenen ve beklenen değerleri arasındaki farklar alınarak incelenebilir. Gözlenen ve beklenen değerler arasındaki farklar “artık” olarak tanımlanır. Farkların sıfıra yaklaşması model-veri uyumu olduğunun göstergesidir (Embretson ve Reise’dan [2000] aktaran Uysal,2015). Bu özellik, MTK’nın KTK’ye tercih edilmesinin en önemli sebebi olarak gösterilir; çünkü KTK’de madde parametreleri ile bireylerin karakteristik özellikleri ayrı olarak ele alınamaz (Hambleton vd., 1991). Tablo 4’te, matematik ilgi ölçeği maddelerine yanıt veren öğrenci sayıları ile gözlenen ve beklenen frekans oranları ve bu frekans oranları arasındaki fark (artık) değerleri verilmiştir. Matematik ilgi ölçeği maddeleri kategorilerine yönelik beklenen ve gözlenen oranları arasındaki farklara bakıldığında en büyük fark (artık) değerinin 0,0100 olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak tüm maddelerin artık değerlerinin 0’a yakın olduğu tespit edilmiş dolayısıyla model veri uyumunun sağlandığı tespit edilmiştir.

Tablo 4. MTK’ye Göre Matematiğe Yönelik İlgi Ölçeği Maddeleri Kategorilerine Yönelik Beklenen ve Gözlenen Tepki Frekansları Oranları

Madde		Kategoriler			
		1	2	3	4
1	Gözlenen Frekans	421	949	1162	610
	Gözlenen Oran	0,1340	0,3020	0,3698	0,1941
	Beklenen Oran	0,1383	0,3032	0,3632	0,1953
	Fark	-0,0043	-0,0012	0,0066	-0,0012
2	Gözlenen Frekans	493	1121	1006	522
	Gözlenen Oran	0,1569	0,3568	0,3202	0,1661
	Beklenen Oran	0,1634	0,3522	0,3159	0,1686
	Fark	-0,0065	0,0046	0,0043	-0,0025
3	Gözlenen Frekans	409	1081	1014	638
	Gözlenen Oran	0,1302	0,3440	0,3227	0,2031
	Beklenen Oran	0,1359	0,3436	0,3148	0,2057
	Fark	-0,0057	0,0004	0,0079	-0,0026
4	Gözlenen Frekans	296	892	1230	724
	Gözlenen Oran	0,0942	0,2839	0,3915	0,2304
	Beklenen Oran	0,0976	0,2890	0,3815	0,2319
	Fark	-0,0034	-0,0051	0,0100	-0,0015

3.4.5. Alt Problemlerin Test Edilmesi

Araştırmada normal dağılım, tek boyutluluk, yerel bağımsızlık ve model veri uyumu varsayımlarının karşılanması ve seçilen MTK modeli ile veri arasındaki uyumun tespit edilmesinden sonra alt problemlerin test edilmesine karar verilmiştir. Alt problemlerin test edilmesinde kullanılan istatistiksel teknikler aşağıda alt problemlerin veriliş sırası dikkate alınarak açıklanmıştır.

Ölçekten elde edilen verilerin psikometrik özelliklerini KTK'ye göre IBM SPSS Statistics (21), Lisrel (8.7) ve MTK'ye göre MULTILOG (7.03) paket programları kullanılmıştır.

Araştırmanın birinci alt probleminde matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK'ye göre madde ayırıcılık güçleri tespit edilmiş ve iki kurama göre kestirilen madde ayırıcılık güçleri arasındaki ilişki incelenmiştir. KTK'ye göre madde ayırıcılık gücü, maddeden alınan puanlar ile düzeltilmiş toplam puanlar arasındaki korelasyondan elde edilmiştir. Düzeltilmiş toplam puanlar, bireylerin ölçekten aldıkları ham puanlardan söz konusu maddeden aldıkları puanın çıkarılması yoluyla hesaplanmıştır. MTK'de derecelendirilmiş tepki modeline göre "a" parametresi kestirilmiştir. Her bir madde için iki kurama göre kestirilen madde ayırıcılık güçleri arasındaki ilişki Spearman sıra farkları korelasyon katsayısı ile hesaplanmıştır.

Araştırmanın ikinci alt probleminde matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin KTK'ye göre kestirilen madde ortalamaları ve MTK'ye göre kestirilen madde ortalamaları (b1, b2 ve b3 ortalaması) arasındaki ilişki tespit edilmiş, iki kurama göre kestirilen madde ortalamaları arasında ilişkinin olup olmadığı incelenmiştir. KTK'ye göre ölçek maddelerinin ölçtüğü ilgi düzeyleri tespit edilirken cevaplayıcıların her bir madde için vermiş oldukları tepkilerin aritmetik ortalaması alınarak belirlenmiştir. MTK'ye göre ölçek maddelerinin ölçtüğü ilgi düzeyleri derecelendirilmiş tepki modeline göre tespit edilirken her bir madde için seçenek sayısının bir eksiği kadar madde ortalaması kestirilmiş ve kestirilen madde ortalamalarının aritmetik ortalaması hesaplanmıştır. Her bir madde için iki kurama göre kestirilen madde ortalamaları arasındaki ilişki Spearman sıra farkları korelasyon katsayısı ile incelenmiştir.

Araştırmanın üçüncü alt probleminde öğrencilerin matematik ilgi ölçeği temelinde KTK ve MTK'ye göre kestirilen ilgi düzeyleri arasındaki ilişki tespit edilmiştir. İlgili düzeyleri, KTK'ye göre her bir cevaplayıcının matematik ilgi ölçeğindeki maddelere vermiş oldukları tepkilerin toplamı alınarak belirlenmiştir. Böylece cevaplayıcının ölçekten almış olduğu ham puan, cevaplayıcının matematiğe yönelik ilgisinin bir ölçüsü olarak kabul edilmiştir. Her bir öğrencinin matematik ilgi düzeyinin MTK'de derecelendirilmiş tepki modeline göre her bir cevaplayıcı için " θ " değeri kestirilmiştir. Öğrencilerin KTK ve MTK'ye göre kestirilen ilgi düzeyleri arasındaki ilişki Pearson momentler çarpımı korelasyonu ile tespit edilmiştir.

Araştırmanın dördüncü alt probleminde matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin geçerliği KTK ve MTK'ye göre tespit edilmiştir. Bu kapsamda öğrencilerin ilgi düzeyi yüksek ve düşük olan öğrencilerden ölçüt gruplar belirlenmiştir. Uygulamada öğrenim düzeyine göre fen lisesi öğrencileri ilgi düzeyi yüksek olan öğrenciler ve meslek lisesi öğrencileri ise ilgi düzeyi düşük olan öğrenciler olarak ölçüt gruplar olarak seçilmiştir. Belirlenen ölçüt grupların geçerlik tespitinde KTK'ye göre bireylerin ölçekten aldıkları ham puanlar ile MTK'ye göre her birey için kestirilen θ yetenek düzeyleri arasındaki farkın anlamlılığı ilişkisiz örneklem t-testi ile test edilerek ölçeğin yapı geçerliği için kanıt aranmıştır. Yapılan analiz sonucu matematik ilgi ölçeği puanlarının geçerlilik düzeyleri KTK ve MTK'ye göre matematiğe karşı farklı ilgi düzeylerine sahip grupların farklı manidarlık düzeyine göre yapı geçerliği tespit edilmiştir.

Araştırmanın beşinci alt probleminde matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin KTK'ye göre güvenilirliğini belirlemek için Cronbach alfa iç tutarlık katsayısından yararlanılmıştır. MTK'ye göre ise madde ve test bilgi fonksiyonları ile marjinal güvenilirlik katsayısının kestirilmesi sonucu ölçeğin güvenilirliği tespit edilmiştir.

Bu araştırmada kullanılan matematik ilgi ölçeğinin geçerlik tespiti için yapılan açımlayıcı faktör analizi SPSS programı çıktısı EK 2, doğrulayıcı faktör analizi LISREL programı çıktısı EK 3, ilişkisiz örneklem için t-testi testi analizi SPSS programı çıktısı EK 4, MTK'ye göre kestirilen madde ortalamaları (b parametreleri), a parametreleri, model-veri uyumu, marjinal güvenilirlik katsayılarını gösteren MULTILOG programı çıktısı EK 5'te, Bireylerin KTK ve MTK'ye göre kestirilen matematiğe yönelik ilgi düzeyleri EK 6'da verilmiştir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

BULGULAR VE YORUM

Bu bölümde araştırmadan elde edilen bulgular ve bulgulara dayalı yorumlar yer almaktadır. Alt problemler için elde edilen bulgu ve buna dayalı yorumlar sırasıyla verilmiştir.

4.1. Madde Ayırıcılık Güçleri

1. Alt Problem: Matematik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK'ye göre kestirilen madde ayırıcılık güçleri nedir? İki kurama göre kestirilen madde ayırıcılık güçleri arasında bir ilişki var mıdır?

Araştırmanın birinci alt probleminde matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK'ye göre madde ayırıcılık güçleri tespit edilmiş ve aralarındaki ilişkiler incelenmiştir. KTK'ye göre madde ayırıcılık gücünün hesaplanmasında, korelasyona dayalı veri analizi tekniğinden yararlanılmıştır. KTK'ye göre bireylerin ölçeğe vermiş oldukları tepki düzeyleri sonucu aldıkları düzeltilmiş toplam puanlar arasındaki ilişki Pearson momentler çarpımı korelasyon katsayısı ile hesaplanmıştır MTK'de derecelendirilmiş tepki modeline göre "a" parametresi kestirilmiştir. Her iki kurama dayalı olarak hesaplanan ayırt edicilik güçleri Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5. Matematiğe Yönelik İlgili Ölçeği Maddelerinin KTK ve MTK'ye göre Kestirilen Madde Ayırıcılık Gücü Değerleri

Madde No	KTK (madde düzeltilmiş toplam korelasyonu)	MTK (a parametresi)	MTK'ye göre Standart Hata
1	0,72	2,58	0,07
2	0,80	4,23	0,13
3	0,81	4,62	0,14
4	0,74	2,78	0,08

Tablo 5'e göre KTK'de yapılan analizde, matematiğe yönelik ilgi ölçeği maddelerinin ayırt edicilik güçlerinin 0,72 (madde 1), 0,80 (madde 2), 0,81 (madde 3), 0,74 (madde 4) olduğu tespit edilmiştir.

Maddelerin ölçek puanlarıyla yüksek korelasyonlara sahip olmaları aynı düzeyde ölçme yaptıklarının kanıtıdır. KTK'ye göre yapılan analiz sonucunda madde-düzeltilmiş toplam puan korelasyonlarının tümünün 0,50'nin üzerinde olduğu tespit edilmiştir. Korelasyona dayalı madde analizi tekniği kullanılarak kestirilen madde ayıricılık gücü değerlerinin 1,00'e yaklaştığı ve 4 maddenin tamamı, testin bütünüyle ölçülen özelliği ölçtüğü ve testle ölçülen özelliğe sahip olanlar ile olmayanları daha iyi ayırt edebildiği söylenebilir.

Tablo 5'in ikinci sütununa göre MTK'ye göre kestirilen a parametreleri değerlerinin ise 2,58 (madde 1), 4,23 (madde 2), 4,62 (madde 3), 2,78 (madde 4) olarak hesaplanmıştır. a parametre değerlerinin ortancasının 3,51 olduğu tespit edilmiştir. MTK'ye göre kestirilen madde ayıricılık gücü değerleri bakımından kestirilen a parametrelerinin tamamının 1'in üstünde olması ayıricılık gücü değerine sahip maddelerin yeterince ayırt edici olduğu kabul edilir. Dolayısıyla ölçeğin MTK'ye göre kestirilen madde ayırt edicilik değerleri yönünden bütün maddeler 1'in üstünde olduğu ve çok yüksek ayırt edicilik düzeyine sahip olduğu görülmüştür. Baker (2001), maddelerin a parametrelerine göre, çok düşük (0,01-0,34), düşük (0,35-0,64), orta (0,65-1,34), yüksek (1,35-1,69) ve çok yüksek (>1,70) ayıricılığa sahip maddeler olarak sınıflandırılabilceğini ifade etmiştir. a parametresi 4,23 olan 2. madde ile a parametresi 4,62 olan 3. maddenin ayıricılık gücü değerlerinin diğer iki maddeye göre çok yüksek oranda olduğu ancak standart hata miktarlarının düşük olması nedeniyle anormal bir düzeyde olmadığı şeklinde yorumlanabilir.

Bu kriterlere göre ilgi ölçeği maddelerinin ayırt edicilik değerleri bakımından çok yüksek ayırt edicilik düzeyinde olduğu ve ölçekteki maddelerin ölçülmek istenen özelliğe sahip olanlar ile olmayanları iyi ayırt ettiği ifade edilebilir. Her iki kurama göre kestirilen madde ayıricılık güçlerine ilişkin betimsel istatistikler Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6. Matematiğe Yönelik İlgi Ölçeğinin KTK ve MTK'ye göre Kestirilen Madde Ayırıcılık Güçlerine İlişkin Betimsel İstatistikler

	KTK (madde ayırıcılık)	Standart Hata	MTK (a parametresi)	Standart Hata
En Küçük Değer	0,717		2,58	
En Büyük Değer	0,81		4,62	
Aritmetik Ortalama	0,766	0,0232	0,355	0,512
Ortanca	0,768		3,505	
Standart Sapma	0,046		1,023	
Basıklık	-0,089	1,014	0,091	1,014
Kayııklık	-5,045	2,619	-5,108	2,619
Ranj	0,09		2,04	
Madde Sayısı (K)	4		4	
Öğrenci Sayısı (N)	3142		3142	

Tablo 6'ya göre ölçek maddelerinin KTK ve MTK'ye göre kestirilen ayırt edicilik değerlerinin normal dağılımdan aşırı bir sapma düzeyinde olmadığı, KTK'ye göre kestirilen madde ayırt edicilik değerlerinin ranjının çok dar olduğu tespit edilmiştir. KTK ve MTK'ye göre belirlenen madde ayırıcılık gücü değerleri arasındaki ilişki Spearman'ın sıra farkları korelasyon katsayısı ile incelenmiştir.

KTK ve MTK'ye göre hesaplanan madde ayırıcılık güçleri arasında pozitif mükemmel bir korelasyon olduğu bulunmuştur ($r=1.0$, $p<.001$). Her iki kurama göre kestirilen madde ayırıcılık güçlerinin aynı olduğu şeklinde yorum yapılabilir.

Birinci alt probleme ilişkin elde edilen bulgular, bu çalışmadan önce yapılan çok kategorili ölçeğe araçlarının KTK ve MTK'ye göre madde parametreleri karşılaştırmalarının yapıldığı araştırmaların bulgularıyla uyumlu olduğu tespit edilmiştir. Daha önce yapılan çalışmalarda belirtilen iki kurama göre kestirilen madde ayırıcılık gücü değerleri arasında pozitif yönde korelasyonun olduğu görülmüştür (Koch, 1983; Fan, 1998; Stage, 1998; Çıkrıkçı Demirtaşlı, 2002; Nartgün, 2002; Kan, 2006; Karakılıç, 2009; Uysal, 2015).

4.2. Madde Ortalamaları

2. Alt Problem: Matematik ilgi ölçeğinin KTK'ye göre kestirilen madde ortalamaları ve MTK'ye göre kestirilen madde ortalamaları (b1, b2 ve b3 ortalaması) nedir? İki kurama göre kestirilen madde ortalamaları arasında bir ilişki var mıdır?

Araştırmanın ikinci alt probleminde matematiğe yönelik ilgi ölçeği maddelerinin KTK ve MTK'ye göre ölçtükleri ilgi düzeyleri arasındaki ilişki tespit edilmiştir. KTK'ye göre her bir maddenin ölçtüğü ilgi düzeyi öğrencilerin ilgili maddeye vermiş oldukları tepkilerin aritmetik ortalaması alınarak hesaplanmıştır. MTK'ye göre madde tarafından ölçülen düzey, derecelendirilmiş tepki modeline dayalı olarak kestirilen b parametrelerinin ortancası alınarak hesaplanmıştır. Her iki kurama göre hesaplanan maddelerin ölçtükleri ilgi düzeyleri Tablo 7'de verilmiştir.

Tablo 7. Matematiğe Yönelik İlgi Ölçeği Maddelerinin Ölçtükleri İlgi Düzeylerinin KTK ve MTK'ye Göre Kestirilen Değerleri

Madde No	KTK (madde ortalaması)	Standart Sapma	Kayışıklık	b ₁	b ₂	b ₃	b ortalaması
1	2,62	0,944	-1,450	-1,32	-0,18	1,04	-1,153
2	2,50	0,947	0,045	1,06	0,04	1,04	1,450
3	2,60	0,952	-0,030	-1,18	-0,05	0,88	-0,940
4	2,76	0,913	-0,249	-1,54	-0,37	0,87	-1,620

Tablo 7 incelendiğinde KTK'ye göre maddenin ölçtüğü ilgi düzeyi değerleri 2,62 (madde 1), 2,50 (madde 2), 2,60 (madde 3), 2,76 (madde 4) olduğu ve bu değerlerin ortancası 2,62 olarak hesaplanmıştır. Bu bulgular doğrultusunda maddelerin genel olarak yüksek düzeyde ilgi düzeylerini ölçtüğünün bir göstergesidir. Maddelerin standart sapmalarının oldukça yüksek olduğu, ikinci madde haricindeki tüm maddelerin negatif kayışıklık değerine sahip olduğu görülmüştür. Tüm maddelerin kayışıklık değerlerinin ortalaması -0,421 olarak hesaplanmıştır. Maddelere verilmiş olan tepki düzeylerinin frekans dağılımlarına bakıldığında öğrenciler maddelerin kategorilerine farklı oranlarda yanıt verdikleri ve belli bir kategoride yığılmanın olmadığı görülmüştür. Örneğin madde puanları ortalaması 2,60 olan üçüncü madde için öğrencilerin kategorilere göre frekans dağılımı, 1=638 (%20,3), 2=1014 (%32,3), 3=1081 (%34,4), 4=409 (%13,0) olarak tespit edilmiştir.

Maddelere verilmiş olan tepki düzeylerinin frekans dağılımları diğer maddeler için geçerlidir. Madde puanlarının standart sapma ve kayışıklık katsayıları da frekans dağılımının farklı oranlarda olduğunu kanıtlar. Bulgular doğrultusunda bireylerin yüksek puanlı kategorilere tepki gösterdikleri ve ölçek maddelerinin bireylere göre onaylanma oranlarının yüksek olduğu şeklinde yorumlanabilir.

MTK'ye göre her bir madde için kategori sayısının bir eksiği kadar yani, üç adet b parametresi kestirilmiştir. b_1 parametresi, maddenin birinci kategorisinin üzerindeki kategorilerin birinci kategoriye tercih edilmesine yani, ikinci; üçüncü veya dördüncü kategorinin 0,5 olasılıkla seçilmesine karşılık gelen θ özellik düzeyidir. b_2 parametresi ise ilk iki kategori yerine üçüncü ve dördüncü kategorilerin 0,5 olasılıkla seçilmesine karşılık gelen θ düzeyidir. Son olarak b_3 parametresi ilk üç kategori yerine dördüncü kategorinin 0,5 olasılıkla seçilmesine karşılık gelen θ özellik düzeyidir (Ostini ve Nering, 2006). b_1 parametrelerinin aldığı değerlere bakıldığında ikinci madde hariç diğer üç maddenin negatif değerler aldığı görülmüştür. Dolayısıyla ilgili özelliğe düşük düzeyde sahip olan bireyleri orta düzeyde sahip olan bireylerden daha iyi ayırabildiği söylenebilir. b_2 parametrelerinin aldığı değerlere bakıldığında ikinci madde hariç diğer üç maddenin negatif değerler aldığı görülmüştür. Dolayısıyla ilgili özelliğe düşük düzeyde sahip olan bireyleri orta düzeyde sahip olan bireylerden daha iyi ayırabildiği söylenebilir. b_3 parametrelerinin aldığı değerlere bakıldığında tüm maddelerin pozitif değerler aldığı görülmüştür. Dolayısıyla ilgili özelliğe orta düzeyde sahip olan bireyleri yüksek düzeyde sahip olan bireylerden daha iyi ayırabildiği şeklinde yorumlanabilir. MTK'ye göre her bir madde için kestirilen üç adet b parametresinin aritmetik ortalaması alınmak suretiyle hesaplanan maddelerin ölçtükleri özellik düzeyleri her madde için sırasıyla -1,153 (madde 1), 1,450 (madde 2), -0,940 (madde 3), -1,620 (madde 4) olduğu ve bu değerlerin ortancası -0,566 olarak hesaplanmıştır.

Dolayısıyla matematiğe yönelik ilgi ölçeği b parametrelerinin negatif değerde olan üç madde için matematiğe yönelik ilgileri düşük olan bireyleri orta düzeyde matematiğe yönelik ilgisine sahip olan bireyleri ayırmada iyi olduğu görülmüştür. İkinci maddenin b parametrelerinin pozitif değerde olması matematiğe yönelik ilgileri orta düzeye olan bireyleri yüksek düzeyde matematiğe yönelik ilgisine sahip olan bireyleri ayırmada iyi olduğu söylenebilir.

Bulgular doğrultusunda iki kurama göre kestirilen maddelerin ortalamalarının birbirlerine benzediği ve karşılaştırılabilir oldukları şeklinde yorumlanabilir. KTK'ye göre bireylerin maddelere daha yüksek tepkilerde bulunmaları madde puanı ortalamasını artırırken, MTK'ye göre yüksek tepki sonucu 0,5 düzeyinde b parametreleri değerlerinin düşük değerler almasına neden olmaktadır (Ostini ve Nering, 2006). Bu bakımdan iki değişken arasında negatif yöndeki ilişki iki kurama göre kestirilen değerlerin birbirine benzer olduğunu gösterir ($r = -1,00$, $p < 0,01$). Bulgular doğrultusunda iki kurama göre kestirilen maddelerin ölçtükleri ilgi düzeylerinin birbirlerine benzediği ve karşılaştırılabilir olduğu şeklinde yorumlanır.

Elde edilen bu bulgu alanyazında daha önce yapılan KTK ve MTK'ye göre hesaplanan çoklu puanlanan maddelere yönelik parametrelerin karşılaştırıldığı çalışmaların sonuçlarıyla uyumludur. Koch (1983), Nartgün (2002), Karakılıç (2009) ve Uysal (2015) yaptıkları çalışmalarda çok kategorili maddelerden oluşan ölçeklerde KTK ve MTK'ye göre kestirilen maddelerin ölçtükleri düzeyler arasındaki ilişkileri incelediklerinde negatif yönde yüksek düzeyde ilişki tespit etmişlerdir.

4.3. Matematik İlgi Ölçeğinden Kestirilen İlgi Düzeyleri

3. Alt Problem: Öğrencilerin matematik ilgi ölçeği temelinde KTK ve MTK'ye göre kestirilen ilgi düzeyleri arasında ilişki var mıdır?

Araştırmanın üçüncü alt probleminde çalışma kapsamında olan öğrencilerin her iki kuramdan elde edilen ilgi ölçeği puanlarının arasındaki ilişki incelenmiştir. KTK'ye göre bireylerin ilgi düzeyleri, her bir bireyin maddelere verdikleri tepkilerin toplamı alınarak tespit edilmiştir. Dolayısıyla öğrencilerin matematiğe yönelik ilgi düzeyleri, ölçekten aldıkları ham puanları olarak belirlenmiştir. Öğrencilerin matematiğe yönelik ilgi ölçeğine verdikleri tepkilerden hareketle MTK'ye göre matematiğe yönelik ilgi düzeyleri, Samejima'nın derecelendirilmiş tepki modeline dayalı olarak elde edilmiştir. Öğrencilerin belirtilen iki kurama göre kestirilen matematiğe yönelik ilgi düzeyleri Ek 6'da verilmiştir. İlgili kuramlara göre kestirilen matematiğe yönelik ilgi düzeylerinin betimsel istatistikleri Tablo 8'de verilmiştir.

Tablo 8. Öğrencilerin Matematiğe Yönelik İlgil Ölçeğinden Aldıkları Toplam Puanlar İle Kestirilen Yetenek Parametrelerine Ait Betimsel İstatistikler

	KTK	Standart Hata	MTK	Standart Hata
En Küçük Değer	4		-1,55	
En Büyük Değer	16		1,55	
Aritmetik Ortalama	10,48	0,06	0,11	0,01
Tepe Değer	12		-0,36	
Ortanca	10		0	
Standart Sapma	3,27		0,77	
Basıklık	-0,1	0,04	-0,07	0,04
Kayııklık	-0,72	0,09	-0,15	0,09
Ranj	12		3,11	
Madde Sayısı (k)	4		4	
Öğrenci Sayısı (n)	3142		3142	

Tablo 8’de matematiğe yönelik ilgi düzeyleri incelendiğinde bireylerin aldıkları puanlar bakımından anormal bir farklılığın görülmediği tespit edilmiştir. Ek 6 incelendiğinde bireylerin her iki kurama göre kestirilen ilgi düzeyleri arasında benzerliklerin olduğu görülmektedir. KTK’ye göre kestirilen ilgi düzeylerine göre düşük puan alan bireyler MTK’ye göre de ilgi ölçüsü düşük bir kestirime sahip olduğu tespit edilmiştir.

Üçüncü alt probleme ilişkin olarak bireylerin KTK ve MTK’ye göre kestirilen ilgi ölçülerinin ne derece birbirine benzediğini belirlemek amacıyla bireylerin her iki kurama göre kestirilen ilgi düzeyleri arasındaki ilişki Pearson momentler çarpımı korelasyon katsayısı ile incelenmiş ve elde edilen korelasyon katsayısının KTK ve MTK göre kestirilen ölçüleri arasında pozitif yönde yüksek düzeyde manidar bir ilişki tespit edilmiştir ($r=0,993$, $p<0,01$). Elde edilen bulgulardan yola çıkarak öğrencilerin KTK ve MTK kapsamında kestirilen matematiğe yönelik ilgilerinin karşılaştırılabilir olduğu yorumu yapılabilir. Her iki kurama göre kestirilen ilgi düzeyleri arasındaki korelasyon katsayısının yüksekliği KTK ve MTK’ye göre kestirilen ilgi düzeylerinin birbirine benzediği ve bireylerin kestirilen ilgi düzeyleri bakımından kuramlara göre bir farklılaşmanın oluşmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bulgu alanyazında KTK ve MTK ile kestirilen birey parametreleri arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalarla uyumludur (Koch, 1983; Fan, 1998; Macdonald ve Paunonen, 2002; Nartgün, 2002; Courville, 2004; Uysal, 2015).

4.4. Matematik İlgi Ölçeği Puanlarının Geçerlik Düzeyleri

4. Alt Problem: Matematik ilgi ölçeği puanlarının geçerlilik düzeyleri KTK ve MTK'ye göre nasıldır?

Dördüncü alt problemde matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin yapı geçerliğini tespit etmek amacıyla bireylerin KTK ve MTK'ye göre kestirilen matematiğe yönelik ilgi düzeyleri arasındaki farklılığın anlamlılığı incelenmiştir. Bunun için PISA 2012'de uygulamaya katılan 35 fen lisesi öğrencisi ile 1216 meslek lisesi öğrencisinin matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK'ye göre kestirilen ilgi düzeyleri puanları arasındaki farkın manidarlığı 0,05 anlamlılık düzeyinde bağımsız örneklem için t-testi ile test edilmiştir. Uygulamada fen lisesinde okuyan öğrenciler matematiğe yönelik ilgisi “yüksek”, meslek lisesinde okuyan öğrencilerin ise matematiğe yönelik ilgisi “düşük” olan ölçüt gruplar olarak belirlenmiştir. Elde edilen analiz sonuçları Tablo 9'da verilmiştir.

Tablo 9. Matematiğe Yönelik İlgi Düzeyi Yüksek ve Düşük Öğrencilerin KTK'ye göre İlgi Ölçeği Puanlarına Yönelik t-testi Analiz Sonuçları

İlgi Düzeyi	N	X	S	sd	t	p	Cohen d
Yüksek	35	14,14	1,80	1249	15,94	0,00	2,73
Düşük	1216	7,70	2,37				

Tablo 9'a göre matematiğe yönelik ilgi düzeyi yüksek olan grubun ilgi ölçeğinden aldıkları puanların ortalamasının ($\bar{X}=14,14$), ilgi düzeyi düşük olan grubun ilgi ölçeğinden aldıkları puan ortalamasından ($\bar{X}=7,70$) daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. İki grubun ilgi ölçeğinden aldıkları puanlar arasında anlamlı bir farklılığın olduğu tespit edilmiştir. $t(1249)=15,94$, $p<0,05$. olarak hesaplanan istatistiksel bilgi doğrultusunda KTK'ye göre matematiğe yönelik ilgi düzeyi yüksek olan grubun diğer gruba göre anlamlı bir farklılık gösterdiği tespit edilmiştir. Öğrencilerin MTK'ye göre kestirilen ilgi düzeyleri ölçeğin geçerliğini ispatlamak amacıyla ilgi düzeyi yüksek ve düşük öğrencilerin ilgi düzeyleri arasındaki farkın manidarlığı 0,05 anlamlılık düzeyinde bağımsız örneklem için t-testi ile tespit edilmiştir. Elde edilen analiz sonuçları Tablo 10'da gösterilmiştir.

Tablo 10. Matematiğe Yönelik İlgü Düzeyi Yüksek ve Düşük Öğrencilerin MTK'ye göre İlgü Ölçeđi Puanlarına Yönelik t-testi Analiz Sonuçları

İlgü Düzeyi	N	X	S	sd	t	p	Cohen d
Yüksek	35	767,212	689,521	1249	9,89	0,00	1,70
Düşük	1216	-263,378	605,152				

Tablo 10'a göre matematiğe yönelik ilgü düzeyi yüksek olan grubun ilgü ölçeđinden aldıkları puanların ortalamasının ($\bar{X}=767,212$), ilgü düzeyi düşük olan grubun ilgü ölçeđinden aldıkları puan ortalamasından ($\bar{X}=-263,378$) daha yüksek olduđu tespit edilmiştir. İki grubun ilgü ölçeđinden aldıkları puanlar arasında anlamlı bir farklılıđın olduđu tespit edilmiştir. $t(1249)=9,89$, $p<0,05$. olarak hesaplanan istatistiksel bilgi doğrultusunda MTK'ye göre matematiğe yönelik ilgü düzeyi yüksek olan grubun diđer gruba göre anlamlı bir farklılık gösterdiđi tespit edilmiştir.

Cohen standardize edilmiş etki büyüklüğü indeksi olan d değeri, karşılaştırılan ortalamaların birbirinden kaç standart sapma uzaklaştıđını veren istatistiktir. İşaretine bakmaksızın d-deđeri, 2, ,5, ,8 olmak üzere sırasıyla küçük (small), orta (medium) ve geniş (large) etki büyüklüğü olarak yorumlanır. Cohen d değeri, potansiyel olarak $-\infty$ ile $+\infty$ arasında değeri alabilir (Büyüköztürk, 2016). Yapılan t-testi analizine göre Cohen d değeri hesaplanmış KTK'ye göre hesaplanan Cohen d değeri 2,73 olduđu dolayısıyla geniş etki büyüklüğüne sahip olduđu görülmüştür. Sonuç olarak fen lisesi öğrencileri ile meslek lisesi öğrencilerinin KTK'ye göre matematik ilgü ölçeđinden aldıkları puanları arasındaki farkın 2,73 standart sapma kadar olduđunu gösterir. Aynı şekilde MTK'ye göre hesaplanan Cohen d değeri 1,70 olduđu dolayısıyla geniş etki büyüklüğüne sahip olduđu görülmüştür. Sonuç olarak fen lisesi öğrencileri ile meslek lisesi öğrencilerinin MTK'ye göre matematik ilgü ölçeđinden aldıkları puanları arasındaki farkın 1,70 standart sapma kadar olduđunu gösterir

Sonuç olarak her iki kurama göre kestirilen ilgü düzeyleri kullanılarak ölçeđin geçerliđine kanıt bulmak için yapılan analiz sonuçlarına göre yüksek ilgü düzeyine sahip olan grup ile düşük ilgü düzeyine sahip olan grup arasında anlamlı bir farklılıđın olduđu tespit edilmiştir. Matematiğe yönelik ilgü ölçeđinin KTK ve MTK'ye göre, matematiğe karşı farklı ilgü düzeylerine sahip grupları iyi ayırabildiđi tespit edilmiştir. Bulgular doğrultusunda yapılan t-testi analiz sonuçlarına göre matematiğe yönelik ilgü ölçeđi, ölçek türü bakımından hem KTK hem de MTK'ye göre yapı geçerliđine sahip olduđu şeklinde yorumlanabilir.

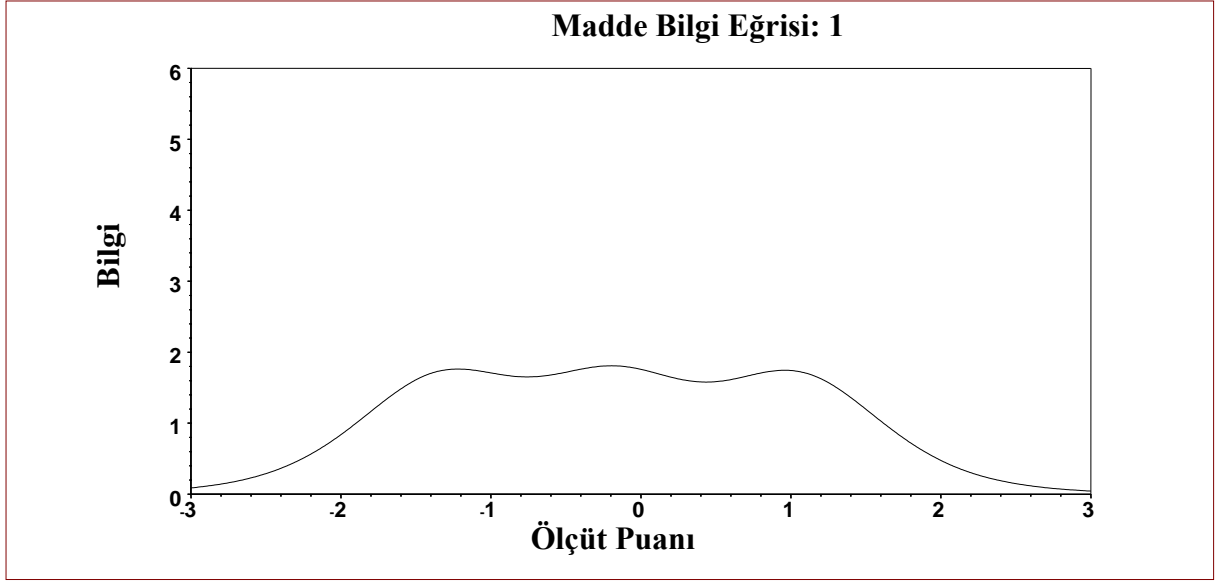
4.5. Matematik İlgil Ölçeđi Puanlarının Güvenirlik Düzeyleri

5. Alt Problem: Matematik ilgi ölçeđi puanlarının güvenirlik düzeyleri KTK ve MTK'ye göre nasıldır?

Araştırmanın beşinci alt probleminde, ilgi ölçeđi puanlarının KTK ve MTK'ye göre güvenirlik düzeyleri kestirilmeye çalışılmıştır. Ölçümlerin güvenirliđi KTK'ye göre Cronbach alfa iç tutarlık katsayısından, MTK'ye göre ise madde ve test bilgi fonksiyonları ile marjinal güvenirlik katsayısının hesaplanması ile tespit edilmiştir. Ölçek puanlarının KTK'ye göre güvenirliđinin kestirilmesi için ölçekte yer alan 4 maddenin madde ve ölçek varyanslarından yararlanılarak Alfa iç tutarlık katsayısı 0,894 olarak hesaplanmıştır. Bu bulguya göre ölçekten elde edilen puanların KTK'ye göre kendi içinde tutarlı ve güvenilir olduđu sonucuna ulaşılır.

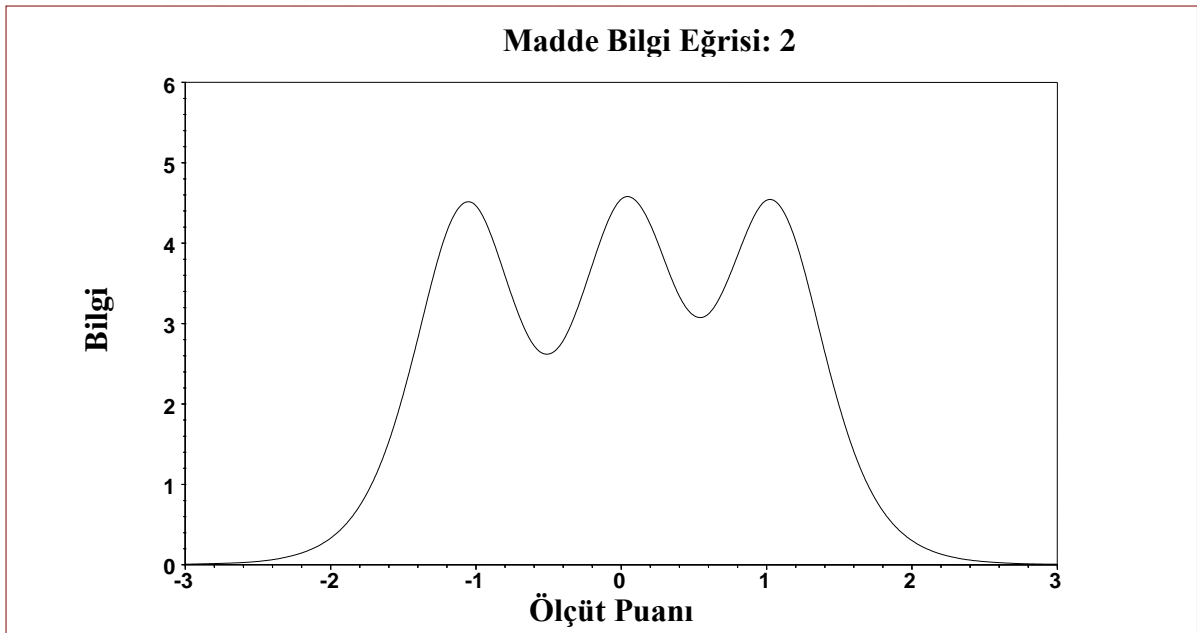
Ölçeđin MTK'ye göre güvenirliđi kestirilirken, farklı ilgi düzeyleri için yapılmış ölçmelerin mutlak doğruluđu hakkında bilgi veren madde bilgi fonksiyonlarından ve madde bilgi fonksiyonlarının toplamı olan test bilgi fonksiyonundan yararlanılmıştır. Madde bilgi fonksiyonları, ölçeđin bütünü ile ölçülen özelliđin güvenilir bir şekilde ölçülmesine her bir maddenin sağladığı katkıyı belirlemesi için önemlidir. Madde bilgi fonksiyonu deđerleri a ve b parametreleri ile yakından ilişkilidir. MTK'ye göre yüksek ayırıcılık gücüne sahip olan maddelerin madde bilgi fonksiyonlarının da yüksek deđerler alması beklenir. Maddenin konumu hakkında bilgi veren b deđerleri yüksek ve düşük ilgi düzeyindeki maddeleri belirlemede önemli bir etkiye sahiptir. Madde bilgi fonksiyonları incelendiğinde 2. ve 3. maddenin diđerlerine oranla ölçme sonuçlarının güvenirliđine daha fazla katkı sağladığı söylenebilir.

Ölçekte madde ayırıcılık gücü (madde 1, $a=2,58$), (madde 2, $a=4,23$), (madde 3, $a=4,62$), (madde 4, $a=2,78$) olan maddelerin bilgi fonksiyonu grafikleri ve yorumları aşağıda verilmiştir.



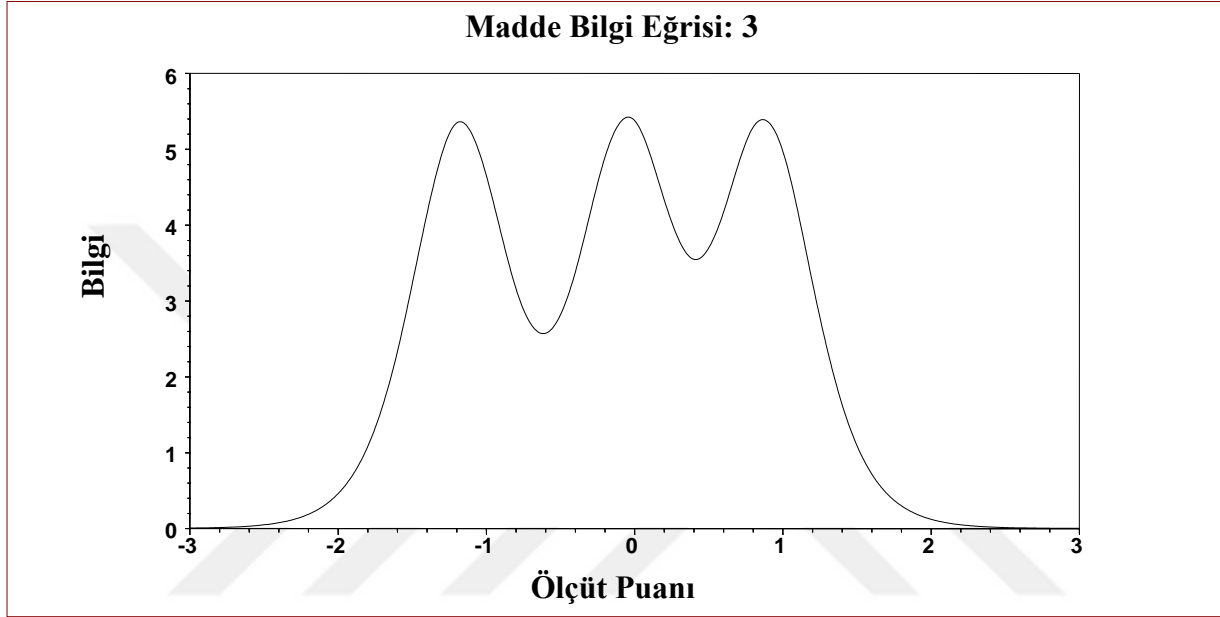
Şekil 9. Madde 1. Madde Bilgi Fonksiyonu Grafiği

Şekil 9'a göre madde ayırıcılık gücü 2,58 olan madde 1'in madde bilgi fonksiyonu grafiğine -1,8 ile 1,5 yetenek düzeyindeki bireyler için daha fazla bilgi vermektedir. En yüksek ve en düşük yetenek düzeylerine sahip bireyler hakkında yeteri miktarda bilgi vermediği fakat diğer düzeylerde yüksek düzeyde bilgi verdiği görülmektedir.



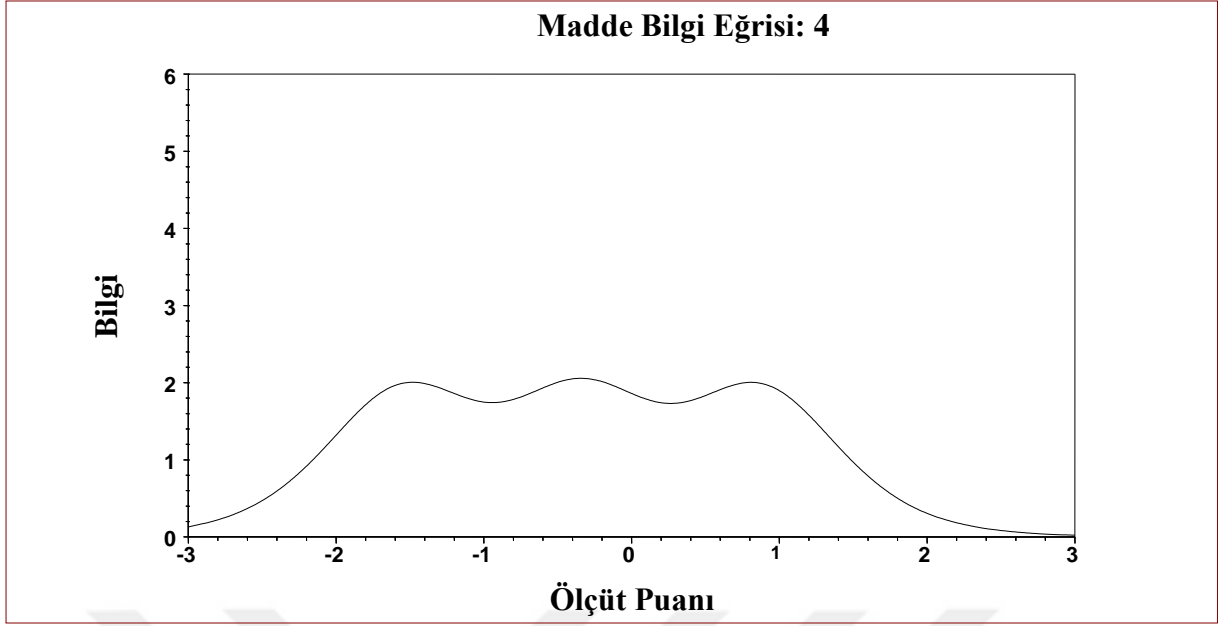
Şekil 10. Madde 2. Madde Bilgi Fonksiyonu Grafiği

Şekil 10'a göre madde ayıricılık gücü 4,23 olan madde 2'nin madde bilgi fonksiyonu grafiğine göre ölçülen ilgi düzeylerinde sağladığı bilgi miktarının en fazla -1,4 ile 1,4 aralık düzeyinde olduğu tespit edilmiştir. Bu aralığın dışında verdiği bilgi miktarının azaldığı ancak en yüksek ve en düşük yetenek düzeylerine sahip bireyler hakkında yeteri miktarda bilgi vermediği fakat ölçülen özelliğin düzeylerine göre değişken bilgi miktarına sahip olduğu söylenebilir.



Şekil 11. Madde 3. Madde Bilgi Fonksiyonu Grafiğı

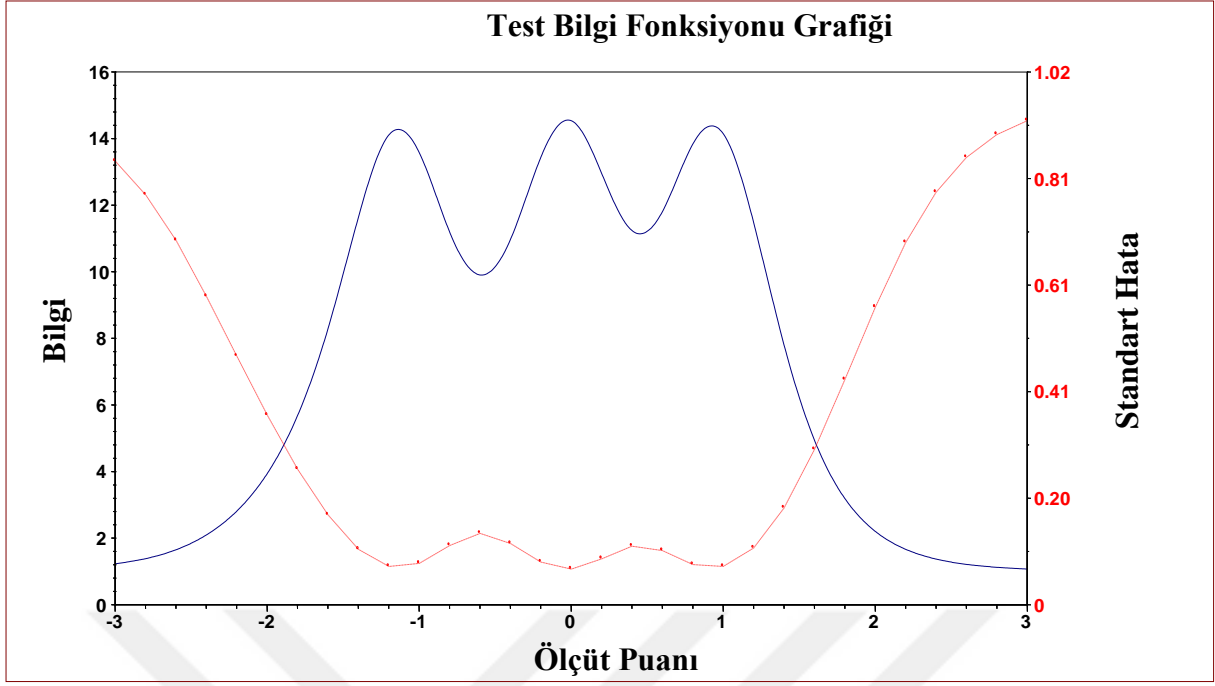
Şekil 11'e göre madde ayıricılık gücü en yüksek 4,62 olan madde 3'ün madde bilgi fonksiyonu grafiğine göre ölçülen ilgi düzeylerinde sağladığı bilgi miktarının en fazla -1,4 ile 1,4 aralık düzeyinde olduğu tespit edilmiştir. Bu aralığın dışında verdiği bilgi miktarının azaldığı ancak en yüksek ve en düşük yetenek düzeylerine sahip bireyler hakkında yeteri miktarda bilgi vermediği fakat ölçülen özelliğin düzeylerine göre değişken bilgi miktarına sahip olduğu söylenebilir.



Şekil 12. Madde 4. Madde Bilgi Fonksiyonu Grafiği

Şekil 12 incelendiğinde madde ayırıcılık gücü 2,78 olan 4. maddenin madde bilgi fonksiyonuna bakıldığında ölçülen ilgi düzeyine göre değişim gösterdiği, -1,9 ile 1,2 aralık düzeyindeki bilgi miktarının ölçülen özelliğin diğer düzeylerine göre yüksek bilgi verdiği görülmüştür. (Baker, 2001), Bir maddenin en duyarlı ölçüm yapabildiği yetenek düzeyi, maddenin güçlük düzeyine karşılık gelir. Madde güçlük düzeyinden uzaklaştıkça maddenin sağladığı bilgi miktarı azalır ve yetenek ölçeğinin uç değerlerinde giderek 0'a yaklaşır.

Şekil 13'de madde bilgi fonksiyonlarının toplamından oluşan ve farklı ilgi düzeylerinde testin verdiği bilgiyi gösteren test bilgi fonksiyonları ve hata değerleri verilmiştir.



Şekil 13. Matematiğe Yönelik İlgî Ölçeğinin Test Bilgi Fonksiyonu Grafiği

Şekil 13’de MTK’ye göre farklı ilgi düzeyleri için kestirilen test bilgi fonksiyonu değerleri incelendiğinde testin verdiği bilgi miktarının -1,4 ile 1,4 aralığındaki bireyler için yüksek olduğu ve bu aralıktaki ilgi düzeyine sahip olan bireylerin yetenek düzeylerinin daha az hata ile kestirildiği tespit edilmiştir. Test bilgi fonksiyonu değerleri arttıkça standart hata değerinin azaldığı görülmektedir. θ değeri -1,4’ten az ve 1,4’ten fazla olan bireylerde ölçme sonuçlarına karışan hata miktarının daha fazla olduğu görülmektedir.

Güvenirliliği hata oranına göre belirleyen test ve madde bilgi fonksiyonlarının yanında farklı ilgi düzeylerinin her biri için kestirilen güvenilirlik katsayılarının aritmetik ortalaması olarak kabul edilen marjinal güvenilirlik katsayısı 0,8851’dir. Bu açıdan, marjinal güvenilirlik katsayısı ölçeğin bütünü için kestirilen bir güvenilirlik katsayısı olarak kabul edilebilir. Elde edilen marjinal güvenilirlik katsayısının yüksekliği ölçme aracının güvenilir ölçme sonuçları verdiğinin bir göstergesidir şeklinde yorumlanabilir.

KTK ve MTK’ye göre kestirilen güvenilirlik katsayılarından yola çıkarak ölçeğin kendi içinde tutarlı ve güvenilir ölçümler yaptığı ayrıca kestirilen güvenilirlik katsayıların birbirine çok yakın olduğu görülmektedir. Bulgular doğrultusunda KTK’ye göre kestirilen güvenirliliği belirleyen Cronbach alfa katsayısı ile MTK’ye göre kestirilen marjinal güvenilirlik katsayılarının yüksek olduğu şeklinde yorum yapılabilir.

BEŞİNCİ BÖLÜM

SONUÇ ve ÖNERİLER

Bu bölümde araştırmanın bulguları doğrultusunda elde edilen sonuçlara ve bunlara dayalı önerilere yer verilmiştir. Ayrıca bu çalışmada ele alınmayan ancak, daha sonraki yapılabilecek çalışmalar için bazı araştırma önerilerinde bulunulmuştur.

5.1. Sonuçlar

Bu çalışmada likert tipi ilgi ölçeğinin madde özellikleri (madde ayıricılık gücü, maddenin ölçtüğü özellik düzeyi) ile ölçek özellikleri (bireylerin ilgi ölçeği puanları, geçerlik ve güvenilirlik) KTK ve MTK'ye göre analiz edilmiş ve elde edilen madde ve ölçek özellikleri arasındaki ilişkiler belirlenmeye çalışılmıştır.

Ölçeğin KTK ve MTK'ye göre psikometrik özelliklerinin kestirilmesine yönelik analizlere başlamadan önce, uygulama sonucunda elde edilen verilerin her iki kuramın varsayımlarını karşılayıp karşılamadığı test edilmiştir. Ölçekten elde edilen puanların normal dağılım gösterdiği ve aynı zamanda matematiğe yönelik ilgi ölçeği ile ölçülmeye çalışılan yapının tek boyutlu olduğu dolayısıyla ölçek maddelerinin yerel bağımsızlık özelliğine sahip olduğu tespit edilmiştir. Her iki kuramın kendine göre varsayımların karşılanması sonucunda alt problemlere ilişkin analizlerin yapılmasına karar verilmiştir.

Araştırmaya yönelik belirlenen alt problemler için elde edilen sonuçlar çalışmada yer alan alt problemlerin veriliş sırası dikkate alınarak aşağıda verilmiştir.

1. Matematiğe yönelik ilgi ölçeği maddelerinin KTK ve MTK'ye göre madde ayıricılık güçleri kestirilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre maddeler iki kurama göre de iyi ayırt edicidir. Matematiğe yönelik ilgi ölçeği maddelerinin KTK ve MTK'ye göre kestirilen madde ayırt edicilik düzeyleri arasında yüksek düzeyde ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular doğrultusunda matematiğe yönelik ilgi ölçeğinde yer alan maddelerin KTK ve MTK'ye göre kestirilen madde ayırt edicilik güçlerinin yüksek ilişkili ve birbirine benzer oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

2. Matematiğe yönelik ilgi ölçeği maddelerinin ölçtükleri ilgi düzeyleri her iki kurama göre kestirilmiştir. Her iki kurama göre tespit edilen maddelerin ölçtükleri ilgi düzeyleri arasında negatif yönde yüksek düzeyde ilişki olduğu tespit edilmiştir. Bulgular doğrultusunda iki kurama göre kestirilen maddelerin ölçtükleri ilgi düzeylerinin birbirine benzediği sonucuna ulaşılmıştır.

3. Öğrencilerin KTK ve MTK'ye göre kestirilen ilgi düzeyleri arasındaki ilişki Pearson momentler çarpımı korelasyon katsayısı ile test edilmiştir. Öğrencilerin her iki kurama göre kestirilen ilgi düzeyleri arasında yüksek düzeyde ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK'ye göre, matematiğe karşı farklı ilgi düzeylerine sahip grupları iyi ayırabildiği tespit edilmiştir. Sonuç olarak KTK ve MTK'ye göre kestirilen ilgi düzeylerinin benzer oldukları olduğu tespit edilmiştir.

4. Matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK'ye göre yapı geçerliğine sahip olup olmadığını test etmek amacıyla, 35 fen lisesi öğrencisi ile 1216 meslek lisesi öğrencisinin matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK'ye göre kestirilen ilgi düzeyleri puanları arasındaki farkın manidarlığı 0,05 anlamlılık düzeyinde ilişkisiz örneklem için t-testi ile test edilmiştir. Uygulamada fen lisesinde okuyan öğrenciler matematiğe yönelik ilgisi “yüksek”, meslek lisesinde okuyan öğrencilerin ise matematiğe yönelik ilgisi “düşük” olan ölçüt gruplar olarak belirlenmiştir. Elde edilen bulgular doğrultusunda matematiğe yönelik ilgi ölçeğinin, farklı ilgi düzeyine sahip olduğu düşünülen grupları her iki kurama göre de iyi ayırabildiği sonucuna ulaşılmıştır. Sonuç olarak, ölçeğin hem KTK hem de MTK'ye göre yapı geçerliğine sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

5. Matematiğe yönelik ilgi ölçeği puanlarının güvenilirliği KTK'ye göre Cronbach alfa iç tutarlık katsayısından, MTK'ye göre ise madde ve test bilgi fonksiyonları ile marjinal güvenilirlik katsayısının hesaplanması ile kestirilmiştir. KTK'ye göre güvenilirlik Cronbach alfa iç tutarlık katsayısının oldukça yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuca göre KTK'ye göre ölçekten elde edilen puanların güvenilir olduğu söylenebilir. MTK'ye göre farklı ilgi düzeyleri için kestirilen test bilgi fonksiyonu değerleri incelendiğinde test bilgi fonksiyonuna göre kestirilen ilgi düzeylerinin -1,4 ile 1,4 aralığındaki ilgi düzeyine sahip olan öğrenciler hakkında daha fazla bilgi verdiği ve daha az hata ile ölçme yaptığı belirlenmiştir.

Güvenirliđi hata oranına göre belirleyen test ve madde bilgi fonksiyonlarının yanında farklı ilgi düzeylerinin her biri için kestirilen güvenilirlik katsayılarının aritmetik ortalaması olarak kabul edilen marjinal güvenilirlik katsayısının yüksek olduđu tespit edilmiştir. Ölçeğin bütünü için hesaplanan bu deđer matematiđe yönelik ilgi ölçeğinin MTK'ye göre güvenilir olduđu sonucuna ulaşılır. Bu bulgular doğrultusunda KTK ve MTK'ye göre kestirilen güvenilirlik katsayıların birbirine benzer olduđu tespit edilmiştir.

5.2. Öneriler

1. Bu arařtırmada PISA 2012 matematiđe yönelik ilgi ölçeğinin KTK ve MTK'ye göre kestirilen madde ve birey parametreleri karşılaştırılmıştır. Elde edilen bulgular dikkate alındığında KTK ve MTK'ye göre matematiđe yönelik ilgi ölçeğinin geçerlik ve güvenilirlik katsayılarını kestirilmiştir. Sonuca göre PISA 2012 matematiđe yönelik ilgi ölçeğini ölçmeyi amaçlayan arařtırmacılar tarafından ölçeğin güvenilir olduđu gerekçesiyle kullanılabilir olduđu önerilmektedir.

2. PISA 2012 matematiđe yönelik ilgi ölçeđi madde parametrelerinin her iki kurama göre deđişmezlik özelliđi gösterip göstermediđi incelenebilir.

3. PISA 2012 matematiđe yönelik ölçeđi maddelerinin belirli bir grup için yanlılık oluşturup oluşturmadıđı incelenebilir.

4. Bu arařtırmada matematiđe yönelik ilgi ölçeğinin psikometrik özellikleri KTK ve MTK'ye göre incelenmiş ve karşılaştırılmıştır. Arařtırmanın sonuçlarına göre, her iki kurama göre kestirilen psikometrik özelliklerin benzer olduđu tespit edilmiştir. KTK'ye göre madde ve test istatistiklerinin kestirimi kolay olduğundan ölçeğin KTK'ye göre incelenmesi önerilir. Ancak PISA uygulamalarında yer alan ölçeklerde madde ve birey parametreleri için ayrıntılı bilgiler isteyen arařtırmacıların MTK'yi tercih etmeleri önerilir.

KAYNAKÇA

- Anderson, J.O. (1999). Does complex analysis (IRT) pay any dividends in achievement testing?.*The Alberta Journal of Educational Research*, XLV,344-352.
- Akyıldız, M. ve Şahin. M.D. (2017). Açıköğretimde kullanılan sınavlardan Klasik test kuramına ve madde tepki kuramına göre elde edilen yetenek ölçülerinin karşılaştırılması. *Açıköğretim Uygulamaları ve Araştırma Dergisi*.3 (4), 141-159.
- Anıl, D. (2002). *Deneme uygulamasının yapılamadığı durumlarda madde ve test parametrelerinin klasik ve örtük özellikler teorisine göre kestirilmesi*. Yayımlanmış doktora tezi, Hacettepe Üniversitesi, Ankara.
- Anıl, D., Özer Özkan, Y. ve Demir, E. (2015). *PISA 2012 araştırması ulusal nihai rapor*. Ankara: İşkur Matbaacılık.
- Baker, F. B. (2001). *The basics of item response theory*. (2.nd. Ed). U.S.A: ERIC Clearing house on Assessment and Evaluation.
- Baker, F. B. (2001). *The basics of item response theory*. (N. Güler ve M. İlhan, Çev.). Ankara: Pegem Akademi.
- Baykul, Y. (1979). *Örtük özellikler ve klasik test kuramları üzerine bir araştırma*. Yayımlanmamış doktora tezi, Hacettepe Üniversitesi, Ankara.
- Baykul, Y. (2015). *Eğitimde ve psikolojide ölçme: Klasik test teorisi ve uygulaması* (3. Baskı). Ankara: Pegem Akademi.
- Bulle, N. (2011) Comparing OECD educational models through the prism of PISA, *Comparative Education*, 47 (4), 503-521.
- Bulut, G. (2018). Açıkta ve uzaktan öğrenmede şans başarısı: Klasik test kuramı (KTK) ve Madde Tepki Kurama (MTK) temelinde karşılaştırmalı bir analiz. *Açıköğretim Uygulamaları ve Araştırma Dergisi*.4 (1), 78-93.
- Büyüköztürk, Ş. (2016). Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı istatistik, araştırma deseni SPSS uygulamaları ve yorum (22. Baskı). Ankara: Pegem Akademi.
- Büyüköztürk, Ş., Çokluk, Ö., ve Köklü, N.(2016). *Sosyal bilimler için istatistik* (18. Baskı). Ankara: Pegem Akademi.

- Cook, K. (1996). *A comparison of three polytomous item response theory models in the context of testlet scoring*. Yayınlanmamış doktora tezi, Texas Üniversitesi, Austin,
- Courville, G.T. (2006). *An empirical comparison of item response theory and classical test theory item/person statistics*. Doctoral Thesis, The Office of Graduate Studies of Texas A&M University. Texas.
- Crocker, L., & Algina J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. Orlando: Harcourt Brace Jovanovich Inc.
- Cronbach, L.J. (1984). *Essentials of psychological testing*. New York: Harper Row.
- Çakıcı Eser, D. (2013). PISA 2009 okuma testinden elde edilen iki kategorili verilerin bilog programı ile incelenmesi. *Eğitim ve öğretim araştırmaları dergisi*. 2(4), 16.
- Çelen, Ü. (2008). *Klasik test kuramı ve madde tepki kuramına dayalı olarak geliştirilen iki testin psikometrik özelliklerinin karşılaştırılması*. Yayınlanmış doktora Tezi, Ankara Üniversitesi, Ankara.
- Çelen, A. ve Can Aybek, E. (2013). Öğrenci başarısının öğretmen yapımı bir testle klasik test kuramı ve madde tepki kuramı yöntemleriyle elde edilen puanlara karşılaştırılması, *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi*. 4(2), 64-75.
- Çıkrıkçı Demirtaşlı, N. (2002). A study of raven standard progressive matrices test's item measures under classic and item response models: an empirical comparison. *Ankara University, Journal of Faculty of Educational Sciences*, 35(1-2)
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu G. ve Büyüköztürk, Ş. (2016). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik, spss ve lirselle uygulamaları* (4. Baskı). Ankara: Pegem Akademi.
- De Ayala, R.J. (2009). *The theory and practice of item response theory*. Guilford Press. U.S.A.
- DeMars, C. (2010). *İtem response theory*. (H. Kelecioğlu, Çev.). Ankara: Nobel Yayınları
- Du Toit, M. (2003). *IRT from SSI: BILOG-MG, MULTILOG, PARSCALE, TESTFACT*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Doğan, N. (2002). *Klasik test kuramı ve örtük özellikler kuramının örneklemeler bağlamında karşılaştırılması*. Yayınlanmamış doktora tezi, Hacettepe Üniversitesi, Ankara.

- Doğan, N. Ve Tezbaşaran, A.A. (2003). Klasik test kuramı ve örtük özellikler kuramının örneklemeler bağlamında karşılaştırılması. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*. (25), 58-67.
- Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Erden, D. (1997). *Örtük Özellikler ve klasik test teorisi yaklaşımına dayalı olarak geliştirilen likert tipi tutum ölçeğinin psikometrik özelliklerinin karşılaştırılması*. Yayımlanmamış doktora tezi. Hacettepe Üniversitesi, Ankara.
- Erkuş, A. (2013). *Davranış bilimleri için bilimsel araştırma süreci* (4. Baskı). Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Erkuş, A. (2016). *Psikolojide ölçme ve ölçek geliştirme-1* (3. Baskı). Ankara: Pegem Akademi.
- Erkuş, A., Sünbül Ö., Ömür Sünbül, S., Yormaz, S., ve Aşiret S. (2017) *Psikolojide ölçme ve ölçek geliştirme-II* (1. Baskı). Ankara: Pegem Akademi.
- Fan, X. (1998). Item response theory and classical test theory: An empirical comparison of their item/person statistics. *Educational and psychological measurement*, 58(3), 357-381.
- Gelbal, S.(1994). P madde güçlük indeksi ve Rasch modelinin b parametresi ve bunlara dayalı yetenek ölçüleri üzerine bir karşılaştırma. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*. (10), 85-9.
- Gül İnce, F. (2016). *TIMSS 2011 matematik alt testi madde parametrelerinin KTK ile MTK'ye göre bilog mg, multilog ve r programlarıyla karşılaştırmalı olarak incelenmesi*. Yayımlanmış yüksek lisans tezi, Gazi Üniversitesi, Ankara.
- Hambleton, R.K., & Jones, R.W. (1993). Comparison of classical test theory and item response theory and their applications to test development. *Instructional Topics in Educational Measurement*, 2, 253 – 262.
- Hambleton, R.K., & Swaminathan, H. (1985). *Item response theory: principles and application*. Boston: Kluwer Academic Publishers Group.
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Rogers, H. J. (1991). *Fundamentals of item response theory*. Sage Newbury Park, CA.

- Harvey, R. J., and Hammer, A. L. (1999). Item response theory. *The Counseling Psychologist*, 27(3), 353-383.
- Hidi, S. (1990). Interest and its contribution as a mental resource for learning. *Review of Educational Research*, 60(4), 549-571.
- Hidi, S., and Harackiewicz, J. M. (2000). Motivating academically unmotivated: A critical issue for 21st century. *Review of Educational Research*, 70, 151-179.
- Hwang, D.Y. (2002). Classical test theory and item response theory: analytical and empirical comparison speeches meeting/paper. *Presented at the annual meeting of the southwest educational research association*. 14-16.
- Jimelo L. and Silvestre, T (2009). Item response theory and classical test theory: an empirical comparison of item/person statistics in a biological science test. *The International Journal of Educational and Psychological Assessment*, 1(1), 19-31.
- Kan, A. (2006). Klasik test teorisine ve örtük özellikler teorisine göre kestirilen madde parametrelerinin karşılaştırılması üzerine ampirik bir çalışma. *Mersin Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*. 2(2), 227-235.
- Kan, A. (2009). Effect of scale response format on psychometric properties in teaching self-efficacy. *Eurasian Journal of Educational Research*, 34, 215-228.
- Karakılıç, M. (2009). *Beden eğitimi dersi için hazırlanan tutum ölçeğinin psikometrik kuramlar açısından incelenmesi*. Doktora Tezi, Ankara Üniversitesi, Ankara.
- Kelecioğlu, H. (2001). Örtük özellikler teorisindeki b ve a parametreleri ile klasik test teorisindeki p ve r istatistikleri arasındaki ilişki. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*. 20 : 104 – 110.
- Koch, W. R. (1983). Likert scaling using the graded response latent trait model. *Applied Psychological Measurement*, 7(1), 15-32.
- Krapp, A. (1999). Interest, motivation and learning: An educational-psychological perspective. *European Journal of Psychology of Education*, 14, 23-40
- Krapp, A. (2002). Structural and dynamic aspects of interest development: theoretical considerations from an ontogenetic perspective. *Learning and Instruction*, 12, 383-409.
- Kutlu, Ö., Doğan, C.D. ve Karakaya, İ. (2014). Ölçme ve değerlendirme, performansa ve portfolyoya dayalı durum belirleme (4. Baskı). Ankara: Pegem Akademi.

- Linden, W.J. and Hambleton, R.K. (1997). *Handbook of modern response theory*, New York, USA.
- Lord, F. (1980). *Applications of item response theory to practical testing problems*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Lord, F. M., Novick, M. R., & Birnbaum, A. (1968). *Statistical theories of mental test scores*.
- Macdonald, P. & Paunonen, S. V. (2002). A monte carlo comparison of item and person statistics based on item response theory versus classical test theory. *Educational and Psychological Measurement*, 62, 921-943.
- Matteucci, M., and Stracqualursi, L. (2006). Student assessment via graded response model.
- Milli Eğitim Bakanlığı. (2015). Pısa 2012 araştırması ulusal nihai raporu. Ankara: İşkur Matbaacılık
- Nartgün, Z. (2002). *Aynı tutumu ölçmeye yönelik Likert tipi ölçek ile metrik ölçeğin madde ve ölçek özelliklerinin klasik test kuramı ve örtük özellikler kuramına göre incelenmesi*. Yayımlanmamış doktora tezi, Hacettepe Üniversitesi, Ankara.
- OECD (2013a). PISA 2012 Results: What makes schools successful resources, policies and Practices (Volume IV), PISA, OECD. Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264201156-en>
- OECD (2013b). PISA 2012 Results: What students know and can do – student performance in mathematics, reading and science (Volume I), PISA, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264201118-en>
- OECD (2013c). PISA 2012 assessment and analytical framework: mathematics, reading, science, problem solving and financial Literacy, PISA, OECD publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264190511-en>
- OECD (2013d). PISA 2012 results: excellence through equity: giving every student the chance to succeed (Volume II); PISA, OECD publishing. <http://www.oecd.org/pisa/key-findings/pisa-2012-results-volume-II.pdf>
- OECD, Database - PISA 2012, <http://pisa2012.acer.edu.au/downloads.php>
- Ostini, R., and Nering, M. L. (Eds.). (2006). *Polytomous item response theory models*. (3.nd. Ed). U.S.A: Sage Publication.

- Özer Özkan, Y. (2012). *Öğrenci başarılarının belirlenmesi sınavından (öbbs) klasik test kuramı, tek boyutlu ve çok boyutlu madde tepki kuramı modelleri ile kestirilen başarı puanlarının karşılaştırılması*. Yayımlanmış doktora tezi. Ankara Üniversitesi, Ankara.
- Özçelik, D. A. (2014). *Eğitim Programları ve Öğretim*. (3. Baskı). Ankara: Pegem Akademi
- Reckase, M. D. (2009). *Multidimensional item response theory*. New York: Springer. Roscoe, J.T. (1975). *Fundamental research statistics for the behavioral sciences*. New York: Mc. Graw Hill.
- Reise, S. P., & Yu, J. (1990). Parameter recovery in the graded response model using MULTILOG. *Journal of Educational Measurement*, 27(2), 133-144.
- Samejima, F. (1969). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometrika Monograph Supplement*, 34(4), 5-17.
- Schunk, D. H. (1990). Goal setting and self-efficacy during self-regulated learning. *Educational psychologist*, 25(1), 71-86.
- Somer, O. (1998). Kişilik testlerinde klasik ve modern test kuramları ile madde analizi. *Türk Psikoloji Dergisi*. 13 (41). 1-15.
- Senemoğlu, N. (2005). *Gelişim, öğrenme ve öğretim: Kuramdan uygulamaya* (21. Baskı). Ankara: Pegem Akademi
- Stage, C. (1998). A comparison between item analysis based on item response theory and classical test theory: A study of the SweSAT test WORD. (Educational Measurement No 29). Umea University, Department of Educational Measurement.
- Tang, K. L. (1996). *Polytomous item response theory (IRT) models and their applications in large-scale testing programs: review of literature*. Princeton, New Jersey: Educational Testing Service.
- Tekin, H. (2017). *Eğitimde ölçme ve değerlendirme* (23. Baskı). Ankara: Yargı.
- Tezbaşaran, A. (1997). *Likert tipi ölçek geliştirme kılavuzu*. Ankara: Türk Psikologlar Derneği.
- Thissen, D. (1991). *Multilog User's Guide*. Chicago: Scientific Software.
- Turgut, M.F. ve Baykul, Y. (2014). *Eğitimde ölçme ve değerlendirme* (6. Baskı). Ankara: Pegem Akademi.

- Uysal, M. (2015). *Araştırma özyeterlik ölçeğinin psikometrik özelliklerinin klasik test kuramı ve madde tepki kuramına göre incelenmesi*. Yayınlanmamış yüksek lisans tezi, Gazi Üniversitesi. Ankara.
- Yıldırım, Y., Şahin M. G. ve Sezer, E. (2017). PISA 2012 Türkiye örnekleminde okul özelliklerinin matematik okuryazarlığına etkisi. *Elementary Education Online*, 2017; 16(3): 1092-1100
- Waldow, F. (2013). PISA under examination: changing knowledge, changing tests, and changing schools, *Comparative Education*, 49 (4), 536-545.
- Wiberg, M. (2004). Classical Test theory vs. item response theory.an evaluation of the theory test in the swedish driving-licence test. *Department of Educational Meausurement*. Sweden Umea University. 50.
- Wilson, M., Allen, D.D. and Li, J.C. (2006). İmproving measurement in health education and health behavior research using item response modeling: comprasions with the classical test theory approach. *Health Education Research Theory and Practice*. 21. 19-32.

EKLER

EK 1: Ölçme Araçları

MATEMATİĞE YÖNELİK İLGİ ÖLÇEĞİ

ST29

BÖLÜM C: MATEMATİK ÖĞRENİMİ

S28. Matematikle ilgili görüşlerinizi göz önüne aldığımızda, aşağıdaki ifadelere ne derece katılıyorsunuz?

(Her satırda sadece bir kutucuğu işaretleyiniz.)

	Kesinlikle Katılıyorum	Katılıyorum	Katılmıyorum	Kesinlikle Katılmıyorum
a. Matematikle ilgili bir şeyler okumaktan hoşlanıyorum.	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2	<input type="checkbox"/> 3	<input type="checkbox"/> 4
b. Matematikle derslerimi dört gözle bekliyorum.	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2	<input type="checkbox"/> 3	<input type="checkbox"/> 4
c. Matematik çalışıyorum, çünkü matematiği seviyorum.	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2	<input type="checkbox"/> 3	<input type="checkbox"/> 4
d. Matematikte öğrendiğim şeyler ilgimi çekiyor.	<input type="checkbox"/> 1	<input type="checkbox"/> 2	<input type="checkbox"/> 3	<input type="checkbox"/> 4

EK 2: Açıklayıcı Faktör Analizi Sonuçları(SPSS)

```

GET
  FILE='C:\Users\DELL\Desktop\clean.sav'.
DATASET NAME DataSet1 WINDOW=FRONT.
FACTOR
  /VARIABLES ST29Q01 ST29Q03 ST29Q04 ST29Q06
  /MISSING LISTWISE
  /ANALYSIS ST29Q01 ST29Q03 ST29Q04 ST29Q06
  /PRINT INITIAL KMO EXTRACTION ROTATION
  /FORMAT SORT BLANK(.32)
  /PLOT EIGEN
  /CRITERIA MINEIGEN(1) ITERATE(25)
  /EXTRACTION PC
  /CRITERIA ITERATE(25)
  /ROTATION VARIMAX
  /METHOD=CORRELATION.

```

Factor Analysis

[DataSet1] C:\Users\DELL\Desktop\clean.sav

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,834
Approx. Chi-Square		7483,521
Bartlett's Test of Sphericity	df	6
	Sig.	,000

Communalities

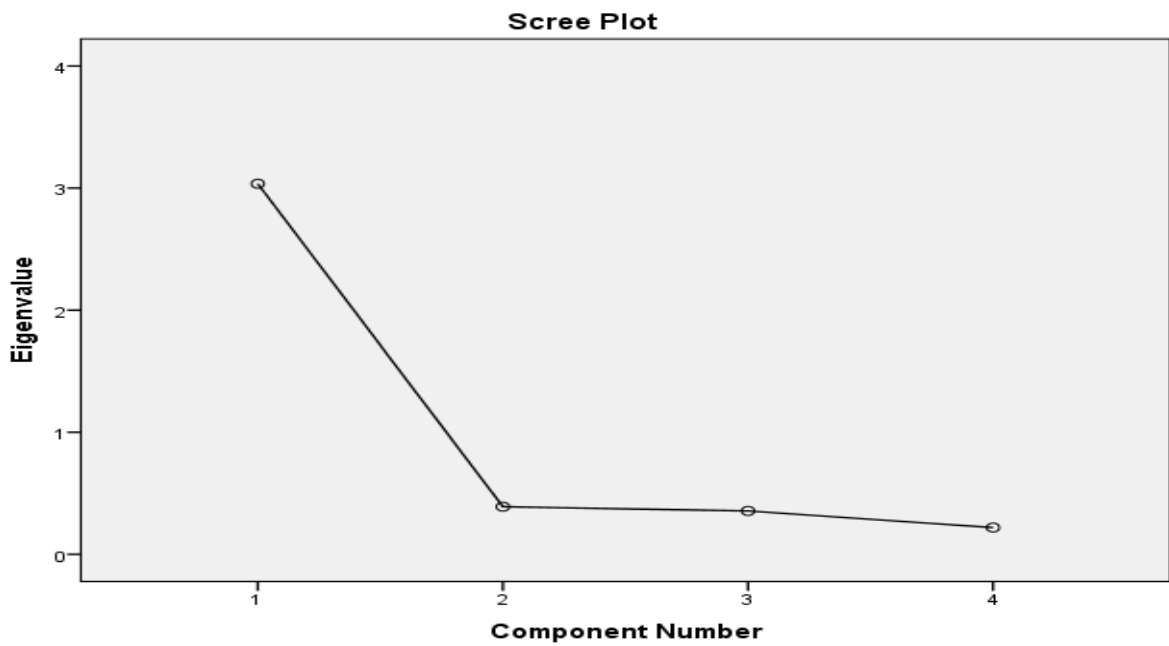
	Initial	Extraction
Maths Interest - Enjoy Reading	1,000	,702
Maths Interest - Look Forward to Lessons	1,000	,799
Maths Interest - Enjoy Maths	1,000	,811
Maths Interest - Interested	1,000	,724

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3,036	75,889	75,889	3,036	75,889	75,889
2	,390	9,749	85,638			
3	,355	8,885	94,523			
4	,219	5,477	100,000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.



Component Matrix^a

	Component
	1
Maths Interest - Enjoy Maths	,900
Maths Interest - Look Forward to Lessons	,894
Maths Interest - Interested	,851
Maths Interest - Enjoy Reading	,838

Extraction Method: Principal Component Analysis.

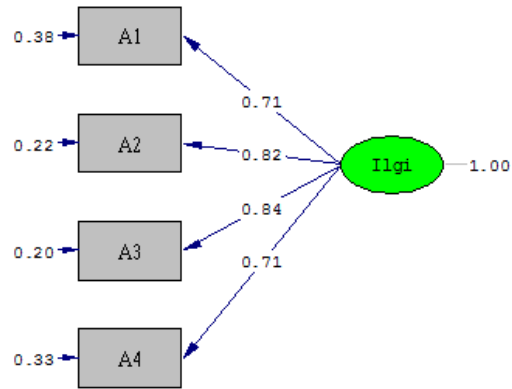
a. 1 components extracted.

**Rotated
Component
Matrix^a**

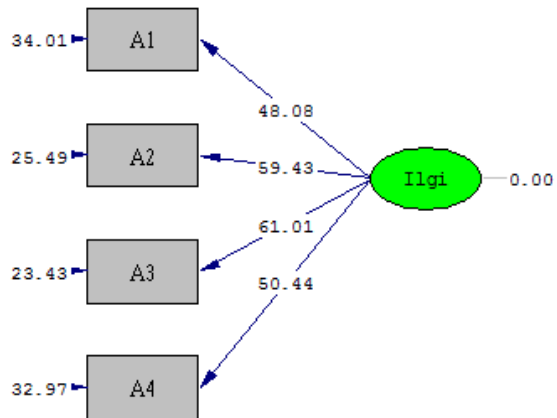
--

a. Only one component was extracted. The solution cannot be rotated.

EK 3: Doğrulayıcı Faktör Analizi Şeması (SPSS)



Chi-Square=29.27, df=2, P-value=0.00000, RMSEA=0.066



Chi-Square=29.27, df=2, P-value=0.00000, RMSEA=0.066

EK 4: Ölçüt Grup Geçerliliğine Yönelik t-Testi Sonuçları (SPSS)

```

GET
FILE='C:\Users\DELL\Desktop\masaüstü\tez.veri\VERİ.sav'.
DATASET NAME DataSet1 WINDOW=FRONT.

SAVE OUTFILE='C:\Users\DELL\Desktop\meslek lisesi veri.sav'/COMPRESSED.
GET
FILE='C:\Users\DELL\Desktop\VERİ.ktk.mtk.sav'.
DATASET NAME DataSet2 WINDOW=FRONT.
DATASET ACTIVATE DataSet1.
DATASET CLOSE DataSet2.
GET
FILE='C:\Users\DELL\Desktop\t-testi.sav'.
DATASET NAME DataSet3 WINDOW=FRONT.
T-TEST GROUPS=lisetürü(1 2)
/MISSING=ANALYSIS
/VARIABLES=ktk mtk
/CRITERIA=CI (.95) .
    
```

t-Test

[DataSet3] C:\Users\DELL\Desktop\t-testi1.sav

Group Statistics

	lisetürü	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ktk	fen lisesi	35	14,1429	1,80103	,30443
	meslek lisesi	1216	7,7007	2,37044	,06798
mtk	fen lisesi	35	767,2115	689,52133	116,55038
	meslek lisesi	1216	-263,3782	605,15236	17,35393

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
ktk	Equal variances assumed	1,292	,256	15,944	1249	,000	6,44220	,40406	5,64949	7,23490
	Equal variances not assumed			20,653	37,472	,000	6,44220	,31193	5,81045	7,07395
mtk	Equal variances assumed	8,834	,003	9,893	1249	,000	1030,58973	104,17142	826,21945	1234,96000
	Equal variances not assumed			8,746	35,524	,000	1030,58973	117,83526	791,49745	1269,68201

EK 5: Madde Tepki Kuramına Göre Kestirilen Madde Parametreleri (MULTILOG)

MULTILOG--FOR MULTIPLE CATEGORICAL ITEM RESPONSE DATA--
VERSION 7.0.3

MULTILOG for Windows 7.00.2327.2

Created on: 21 June 2018, 10:31:17

>PROBLEM RANDOM,

INDIVIDUAL,

DATA = 'C:\Users\DELL\Desktop\MADDE\MADDE.DAT',

NITEMS = 4,

NGROUPS = 1,

NEXAMINEES = 3142,

NCHARS = 4;

DATA FILE NAME IS

C:\USERS\DELL\DESKTOP\MADDE\MADDE.DAT

TYPE OF INPUT:

INDIVIDUAL RESPONSE VECTORS

>TEST ALL,

GRADED,

NC = (4(0)4);

NUMBER OF CODES 4

1234

VECTOR OF CATEGORIES FOR CODE=1

1111

VECTOR OF CATEGORIES FOR CODE=2

2222

VECTOR OF CATEGORIES FOR CODE=3

3333

VECTOR OF CATEGORIES FOR CODE=4

4444

(4A1,T5,4A1)

MULTILOG--FOR MULTIPLE CATEGORICAL ITEM RESPONSE DATA--VERSION

7.0.3

MULTILOG for Windows 7.00.2327.2

Created on: 21 June 2018, 10:31:17

DATA PARAMETERS:

NUMBER OF LINES IN THE DATA FILE: 3142

NUMBER OF CATEGORICAL-RESPONSE ITEMS: 4

NUMBER OF CONTINUOUS-RESPONSE ITEMS, AND/OR GROUPS: 1

TOTAL NUMBER OF "ITEMS" (INCLUDING GROUPS): 5

NUMBER OF CHARACTERS IN ID FIELDS: 4

MAXIMUM NUMBER OF RESPONSE-CODES FOR ANY ITEM: 4

THE MISSING VALUE CODE FOR CONTINUOUS DATA: 9.0000

THE DATA WILL BE STORED IN MEMORY

ESTIMATION PARAMETERS:

THE ITEMS WILL BE CALIBRATED--

BY MARGINAL MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION

MAXIMUM NUMBER OF EM CYCLES PERMITTED: 25

NUMBER OF PARAMETER-SEGMENTS USED IS: 4

NUMBER OF FREE PARAMETERS IS: 16

MAXIMUM NUMBER OF M-STEP ITERATIONS IS 4 TIMES

THE NUMBER OF PARAMETERS IN THE SEGMENT

THE M-STEP CONVERGENCE CRITERION IS: 0.000100

THE EM-CYCLE CONVERGENCE CRITERION IS: 0.001000

THE RK CONTROL PARAMETER (FOR THE M-STEPS) IS: 0.9000

THE RM CONTROL PARAMETER (FOR THE M-STEPS) IS: 1.0000

THE MAXIMUM ACCELERATION PERMITTED IS: 0.0000

THETA-GROUP LOCATIONS WILL REMAIN UNCHANGED

QUADRATURE POINTS FOR MML, AT THETA:

-4.500

-4.000

-3.500

-3.000

-2.500

-2.000

-1.500

-1.000

-0.500

0.000

0.500

1.000

1.500

2.000

2.500

3.000

3.500

4.000

4.500

MULTILOG for Windows 7.00.2327.2

READING DATA...

KEY-

CODE CATEGORY

- 1 1111
- 2 2222
- 3 3333
- 4 4444

FORMAT FOR DATA-

(4A1,T5,4A1)

FIRST OBSERVATION AS READ-

ID 0001

ITEMS 4441

NORML 0.000

FINISHED CYCLE 25

MAXIMUM INTERCYCLE PARAMETER CHANGE= 0.00166 P(9)

ITEM SUMMARY

MULTILOG for Windows 7.00.2327.2

ITEM 1: 4 GRADED CATEGORIES

P(#) ESTIMATE (S.E.)

- A 1 2.58 (0.07)
- B(1) 2 -1.32 (0.04)
- B(2) 3 -0.18 (0.03)
- B(3) 4 1.04 (0.04)

@THETA: INFORMATION: (Theta values increase in steps of 0.2)

-3.0 -	-1.6	0.084	0.139	0.227	0.362	0.563	0.836	1.163	1.481
-1.4 -	0.0	1.699	1.760	1.707	1.651	1.676	1.759	1.807	1.756
0.2 -	1.6	1.647	1.579	1.612	1.705	1.740	1.624	1.359	1.028
1.8 -	3.0	0.718	0.474	0.301	0.187	0.114	0.069	0.041	

OBSERVED AND EXPECTED COUNTS/PROPORTIONS IN

CATEGORY(K): 1 2 3 4

OBS. FREQ. 421 949 1162 610

OBS. PROP. 0.1340 0.3020 0.3698 0.1941

EXP. PROP. 0.1383 0.3032 0.3632 0.1953

ITEM 2: 4 GRADED CATEGORIES

P(#) ESTIMATE (S.E.)

A 5 4.23 (0.13)

B(1) 6 -1.06 (0.03)

B(2) 7 0.04 (0.02)

B(3) 8 1.04 (0.03)

@THETA: INFORMATION: (Theta values increase in steps of 0.2)

-3.0 -	-1.6	0.005	0.012	0.027	0.062	0.144	0.329	0.730	1.525
-1.4 -	0.0	2.810	4.142	4.464	3.594	2.723	2.784	3.723	4.544
0.2 -	1.6	4.230	3.338	3.116	3.841	4.531	4.027	2.647	1.410
1.8 -	3.0	0.669	0.300	0.131	0.057	0.024	0.010	0.005	

OBSERVED AND EXPECTED COUNTS/PROPORTIONS IN

CATEGORY(K): 1 2 3 4

OBS. FREQ. 493 1121 1006 522

OBS. PROP. 0.1569 0.3568 0.3202 0.1661

EXP. PROP. 0.1634 0.3522 0.3159 0.1686

ITEM 3: 4 GRADED CATEGORIES

P(#) ESTIMATE (S.E.)

A 9 4.62 (0.14)
 B(1) 10 -1.18 (0.03)
 B(2) 11 -0.05 (0.02)
 B(3) 12 0.88 (0.02)

@THETA: INFORMATION: (Theta values increase in steps of 0.2)

-3.0 - -1.6 0.005 0.012 0.030 0.075 0.187 0.458 1.081 2.329
 -1.4 - 0.0 4.150 5.345 4.652 3.160 2.572 3.376 4.892 5.378
 0.2 - 1.6 4.332 3.547 4.168 5.289 4.974 3.240 1.632 0.718
 1.8 - 3.0 0.298 0.120 0.048 0.019 0.008 0.003 0.001

OBSERVED AND EXPECTED COUNTS/PROPORTIONS IN

CATEGORY(K): 1 2 3 4

OBS. FREQ. 409 1081 1014 638

OBS. PROP. 0.1302 0.3440 0.3227 0.2031

EXP. PROP. 0.1359 0.3436 0.3148 0.2057

ITEM 4: 4 GRADED CATEGORIES

P(#) ESTIMATE (S.E.)

A 13 2.78 (0.08)
 B(1) 14 -1.54 (0.05)
 B(2) 15 -0.34 (0.03)
 B(3) 16 0.87 (0.03)

@THETA: INFORMATION: (Theta values increase in steps of 0.2)

-3.0 - -1.6 0.128 0.218 0.365 0.592 0.915 1.316 1.710 1.962
 -1.4 - 0.0 1.987 1.857 1.746 1.780 1.929 2.047 2.011 1.857
 0.2 - 1.6 1.737 1.765 1.906 2.001 1.895 1.578 1.167 0.788
 1.8 - 3.0 0.500 0.304 0.181 0.106 0.061 0.035 0.020

OBSERVED AND EXPECTED COUNTS/PROPORTIONS IN

CATEGORY(K): 1 2 3 4

OBS. FREQ. 296 892 1230 724

OBS. PROP. 0.0942 0.2839 0.3915 0.2304

EXP. PROP. 0.0976 0.2890 0.3815 0.2319

ITEM 5: GRP1, N[MU: 0.00 SIGMA: 1.00]

P(#);(S.E.): 18; (0.00) 19; (0.00)

@THETA: INFORMATION: (Theta values increase in steps of 0.2)

-3.0 -	-1.6	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.4 -	0.0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
0.2 -	1.6	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1.8 -	3.0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

TOTAL TEST INFORMATION

@THETA: INFORMATION:

-3.0 -	-1.6	1.223	1.381	1.648	2.092	2.809	3.939	5.684	8.297	
-1.4 -	0.0	11.646	14.104	13.569	11.185	9.900	10.965	13.434	14.536	
0.2 -	1.6	12.946	11.229	11.803	13.835	14.141	11.469	7.805	4.944	
1.8 -	3.0	3.184	2.198	1.661	1.368	1.207	1.118	1.068		

@THETA: POSTERIOR STANDARD DEVIATION:

-3.0 -	-1.6	0.904	0.851	0.779	0.691	0.597	0.504	0.419	0.347	
-1.4 -	0.0	0.293	0.266	0.271	0.299	0.318	0.302	0.273	0.262	
0.2 -	1.6	0.278	0.298	0.291	0.269	0.266	0.295	0.358	0.450	
1.8 -	3.0	0.560	0.674	0.776	0.855	0.910	0.946	0.968		

MARGINAL RELIABILITY: 0.8851

NEGATIVE TWICE THE LOGLIKELIHOOD= -25293.9

(CHI-SQUARE FOR SEVERAL TIMES MORE EXAMINEES THAN CELLS)

NORMAL PROGRAM TERMINATION

START DATE: 06-21-2018

START TIME: 10:31:46

END TIME: 10:31:4

EK 6: Bireylerin KTK ve MTK'ye Göre Kestirilen Matematiğe Yönelik İlgili Düzeyleri

Ölçek No	KTK	MTK	Ölçek No	KTK	MTK	Ölçek No	KTK	MTK
1	13	0,829	45	10	0	89	11	0,181
2	12	0,357	46	6	-0,849	90	12	0,357
3	10	0	47	6	-0,849	91	13	0,582
4	11	0,181	48	11	0,2	92	13	0,582
5	11	0,181	49	12	0,357	93	14	0,849
6	6	-0,849	50	6	-0,849	94	11	0,181
7	12	0,357	51	11	0,181	95	12	0,357
8	14	0,849	52	9	-0,181	96	15	1.169
9	14	0,849	53	7	-0,582	97	12	0,357
10	10	0	54	9	-0,181	98	12	0,357
11	12	0,357	55	16	1.554	99	16	1.554
12	11	0,181	56	4	-1.554	100	15	1.169
13	12	0,357	57	12	0,357	101	16	1.554
14	6	-0,849	58	12	0,396	102	14	0,849
15	13	0,582	59	8	-0,357	103	11	0,181
16	11	0,181	60	7	-0,582	104	10	0
17	8	-0,396	61	9	-0,181	105	7	-0,582
18	8	-0,492	62	4	-1.554	106	8	-0,357
19	12	0,357	63	14	0,849	107	5	-1.169
20	12	0,357	64	11	0,181	108	8	-0,357
21	12	0,357	65	12	0,357	109	9	-0,181
22	15	1.169	66	8	-0,396	110	16	1.554
23	12	0,357	67	6	-0,977	111	11	0,181
24	10	0	68	15	1.169	112	7	-0,829
25	12	0,357	69	12	0,357	113	11	0,181
26	14	0,849	70	7	-0,582	114	16	1.554
27	16	1.554	71	12	0,357	115	8	-0,357
28	13	0,582	72	4	-1.554	116	14	0,849
29	8	-0,357	73	10	0	117	8	-0,492
30	13	0,582	74	15	1.169	118	12	0,357
31	16	1.554	75	12	0,396	119	7	-0,582
32	7	-0,829	76	10	0	120	9	-0,181
33	10	0	77	11	0,2	121	13	0,582
34	15	1.169	78	7	-0,657	122	13	0,657
35	12	0,396	79	15	1.169	123	13	0,582
36	9	-0,181	80	15	1.169	124	10	0
37	12	0,357	81	12	0,357	125	8	-0,357
38	11	0,181	82	7	-0,829	126	16	1.554
39	11	0,181	83	9	-0,181	127	14	0,849
40	12	0,357	84	13	0,582	128	8	-0,357
41	5	-1.169	85	15	1.169	129	8	-0,396
42	11	0,181	86	15	1.169	130	12	0,447
43	9	-0,181	87	13	0,657	131	7	-0,829
44	10	0	88	7	-0,582	132	6	-0,977

133	11	0,181	179	16	1.554	225	14	0,849
134	8	-0,357	180	12	0,357	226	16	1.554
135	13	0,582	181	16	1.554	227	10	0
136	13	0,582	182	4	-1.554	228	7	-0,582
137	10	0	183	10	0	229	11	0,181
138	15	1.169	184	12	0,357	230	12	0,357
139	11	0,181	185	8	-0,357	231	7	-0,582
140	15	1.169	186	10	0	232	11	0,181
141	7	-0,582	187	11	0,181	233	11	0,181
142	16	1.554	188	14	0,849	234	10	0
143	16	1.554	189	8	-0,357	235	9	-0,181
144	4	-1.554	190	4	-1.554	236	16	1.554
145	13	0,829	191	10	0	237	9	-0,181
146	8	-0,357	192	9	-0,181	238	8	-0,357
147	12	0,396	193	6	-0,977	239	4	-1.554
148	7	-0,657	194	11	0,181	240	11	0,181
149	9	-0,181	195	8	-0,357	241	15	1.169
150	8	-0,357	196	8	-0,357	242	14	0,849
151	7	-0,582	197	9	-0,181	243	16	1.554
152	14	0,849	198	8	-0,357	244	10	0
153	8	-0,357	199	14	0,849	245	14	0,849
154	10	0	200	16	1.554	246	8	-0,357
155	10	0	201	10	0	247	10	0
156	16	1.554	202	6	-0,849	248	11	0,181
157	14	0,849	203	13	0,829	249	8	-0,396
158	8	-0,492	204	6	-0,849	250	11	0,2
159	15	1.169	205	16	1.554	251	12	0,396
160	11	0,181	206	12	0,357	252	9	-0,181
161	8	-0,357	207	16	1.554	253	8	-0,357
162	8	-0,357	208	13	0,582	254	10	0
163	7	-0,582	209	9	-0,181	255	12	0,357
164	10	0	210	10	0	256	15	1.169
165	12	0,357	211	10	0	257	14	0,977
166	13	0,582	212	15	1.169	258	8	-0,357
167	4	-1.554	213	10	0	259	12	0,357
168	9	-0,25	214	16	1.554	260	15	1.169
169	16	1.554	215	7	-0,582	261	5	-1.169
170	8	-0,357	216	5	-1.169	262	11	0,181
171	14	0,849	217	16	1.554	263	14	0,849
172	16	1.554	218	16	1.554	264	16	1.554
173	8	-0,357	219	8	-0,357	265	11	0,2
174	12	0,357	220	10	0	266	16	1.554
175	15	1.169	221	4	-1.554	267	6	-0,977
176	11	0,2	222	4	-1.554	268	10	0
177	10	0	223	13	0,582	269	8	-0,357
178	10	0	224	6	-0,849	270	16	1.554

271	9	-0,181	316	4	-1.554	361	16	1.554
272	4	-1.554	317	9	-0,181	362	16	1.554
273	9	-0,181	318	8	-0,357	363	8	-0,357
274	14	0,849	319	4	-1.554	364	10	0
275	8	-0,357	320	11	0,181	365	9	-0,181
276	8	-0,357	321	10	0	366	8	-0,357
277	9	-0,181	322	9	-0,181	367	9	-0,181
278	8	-0,357	323	7	-0,582	368	7	-0,657
279	16	1.554	324	6	-0,849	369	7	-0,582
280	8	-0,357	325	15	1.169	370	9	-0,181
281	9	-0,2	326	8	-0,357	371	12	0,357
282	8	-0,357	327	4	-1.554	372	13	0,582
283	13	0,582	328	15	1.169	373	13	0,657
284	14	0,849	329	8	-0,357	374	15	1.169
285	15	1.169	330	4	-1.554	375	15	1.169
286	12	0,357	331	12	0,447	376	8	-0,357
287	7	-0,582	332	13	0,582	377	9	-0,181
288	10	0	333	11	0,181	378	10	0
289	16	1.554	334	12	0,357	379	5	-1.169
290	7	-0,582	335	10	0	380	11	0,181
291	9	-0,181	336	10	0	381	14	0,977
292	16	1.554	337	12	0,357	382	10	0
293	8	-0,357	338	13	0,582	383	12	0,357
294	13	0,657	339	10	0	384	9	-0,181
295	4	-1.554	340	15	1.169	385	8	-0,357
296	9	-0,181	341	13	0,657	386	7	-0,582
297	13	0,582	342	15	1.169	387	9	-0,2
298	11	0,181	343	10	0	388	9	-0,181
299	11	0,181	344	7	-0,582	389	10	0
300	12	0,396	345	10	0	390	9	-0,181
301	15	1.169	346	16	1.554	391	9	-0,181
302	9	-0,2	347	15	1.169	392	12	0,357
303	11	0,181	348	14	0,849	393	11	0,181
304	7	-0,829	349	14	0,849	394	8	-0,357
305	9	-0,181	350	9	-0,181	395	12	0,357
306	13	0,582	351	15	1.169	396	8	-0,396
307	8	-0,357	352	12	0,396	397	10	0
308	8	-0,357	353	12	0,357	398	4	-1.554
309	14	0,849	354	8	-0,357	399	10	0
310	12	0,357	355	11	0,2	400	14	0,849
311	9	-0,181	356	11	0,181	401	12	0,396
312	10	0	357	11	0,2	402	7	-0,657
313	4	-1.554	358	9	-0,181	403	10	0
314	8	-0,396	359	8	-0,357	404	8	-0,357
315	11	0,181	360	5	-1.169	405	15	1.169

406	4	-1.554	452	11	0,181	498	14	0,849
407	10	0	453	8	-0,357	499	9	-0,181
408	6	-0,849	454	12	0,357	500	4	-1.554
409	16	1.554	455	10	0	501	14	0,849
410	6	-0,977	456	8	-0,357	502	13	0,582
411	12	0,357	457	15	1.169	503	7	-0,582
412	5	-1.169	458	13	0,657	504	8	-0,357
413	8	-0,357	459	9	-0,181	505	12	0,357
414	6	-0,849	460	11	0,181	506	14	0,849
415	9	-0,181	461	10	0	507	8	-0,357
416	6	-0,849	462	8	-0,357	508	9	-0,181
417	8	-0,357	463	10	0	509	12	0,357
418	9	-0,181	464	4	-1.554	510	10	0
419	10	0	465	7	-0,582	511	12	0,357
420	10	0	466	16	1.554	512	12	0,357
421	6	-0,977	467	11	0,181	513	9	-0,181
422	12	0,396	468	9	-0,181	514	9	-0,181
423	9	-0,181	469	12	0,357	515	8	-0,357
424	9	-0,181	470	16	1.554	516	10	0
425	8	-0,357	471	11	0,181	517	9	-0,181
426	7	-0,657	472	12	0,357	518	11	0,2
427	11	0,2	473	9	-0,181	519	12	0,357
428	12	0,357	474	15	1.169	520	16	1.554
429	12	0,357	475	15	1.169	521	11	0,181
430	15	1.169	476	7	-0,582	522	11	0,181
431	10	0	477	4	-1.554	523	12	0,396
432	7	-0,582	478	7	-0,582	524	11	0,181
433	9	-0,181	479	8	-0,396	525	8	-0,357
434	4	-1.554	480	13	0,582	526	10	0
435	11	0,181	481	16	1.554	527	12	0,357
436	6	-0,977	482	8	-0,447	528	13	0,829
437	7	-0,582	483	15	1.169	529	8	-0,357
438	8	-0,357	484	13	0,582	530	10	0
439	7	-0,582	485	10	0	531	7	-0,582
440	16	1.554	486	12	0,357	532	8	-0,357
441	12	0,357	487	8	-0,357	533	4	-1.554
442	9	-0,181	488	12	0,357	534	8	-0,357
443	11	0,181	489	16	1.554	535	8	-0,357
444	12	0,396	490	9	-0,181	536	8	-0,357
445	12	0,357	491	13	0,582	537	8	-0,357
446	9	-0,181	492	13	0,582	538	10	0
447	7	-0,582	493	12	0,357	539	14	0,849
448	7	-0,582	494	12	0,357	540	5	-1.169
449	10	0	495	8	-0,357	541	15	1.169
450	10	0	496	14	0,977	542	16	1.554
451	11	0,181	497	16	1.554	543	8	-0,357

544	12	0,357	590	7	-0,582	636	4	-1.554
545	6	-0,849	591	13	0,582	637	6	-0,849
546	7	-0,582	592	16	1.554	638	4	-1.554
547	8	-0,357	593	13	0,582	639	5	-1.169
548	4	-1.554	594	7	-0,582	640	8	-0,357
549	12	0,396	595	13	0,582	641	12	0,357
550	11	0,221	596	11	0,181	642	11	0,181
551	11	0,181	597	5	-1.169	643	12	0,357
552	12	0,396	598	8	-0,357	644	11	0,181
553	8	-0,357	599	6	-0,849	645	11	0,2
554	12	0,357	600	11	0,181	646	8	-0,357
555	8	-0,357	601	11	0,181	647	12	0,357
556	13	0,582	602	16	1.554	648	8	-0,357
557	13	0,582	603	8	-0,357	649	11	0,2
558	11	0,181	604	7	-0,582	650	8	-0,447
559	12	0,357	605	16	1.554	651	8	-0,357
560	16	1.554	606	11	0,181	652	10	0
561	8	-0,357	607	8	-0,357	653	7	-0,582
562	5	-1.169	608	4	-1.554	654	9	-0,181
563	5	-1.169	609	11	0,181	655	10	0
564	4	-1.554	610	12	0,357	656	11	0,2
565	11	0,181	611	11	0,181	657	15	1.169
566	9	-0,181	612	4	-1.554	658	11	0,25
567	8	-0,357	613	11	0,181	659	13	0,582
568	12	0,357	614	4	-1.554	660	5	-1.169
569	14	0,977	615	8	-0,357	661	9	-0,2
570	15	1.169	616	8	-0,396	662	11	0,181
571	15	1.169	617	6	-0,849	663	8	-0,396
572	15	1.169	618	16	1.554	664	15	1.169
573	12	0,357	619	10	0	665	9	-0,181
574	13	0,582	620	12	0,396	666	14	0,849
575	15	1.169	621	12	0,357	667	12	0,357
576	8	-0,357	622	6	-0,849	668	7	-0,582
577	6	-0,849	623	13	0,829	669	13	0,582
578	9	-0,181	624	5	-1.169	670	13	0,582
579	10	0	625	4	-1.554	671	6	-0,977
580	12	0,357	626	8	-0,357	672	13	0,582
581	8	-0,357	627	12	0,357	673	10	0
582	13	0,582	628	10	0	674	11	0,181
583	6	-0,849	629	10	0	675	4	-1.554
584	6	-0,849	630	8	-0,396	676	10	0
585	12	0,357	631	8	-0,357	677	16	1.554
586	9	-0,181	632	6	-0,977	678	14	0,849
587	14	0,849	633	4	-1.554	679	12	0,357
588	9	-0,181	634	8	-0,357	680	14	0,849
589	8	-0,357	635	8	-0,357	681	12	0,357

682	6	-0,849	728	9	-0,181	774	15	1.169
683	13	0,582	729	15	1.169	775	16	1.554
684	12	0,396	730	9	-0,181	776	16	1.554
685	9	-0,181	731	4	-1.554	777	14	0,849
686	8	-0,396	732	9	-0,181	778	13	0,657
687	14	0,849	733	13	0,657	779	16	1.554
688	7	-0,582	734	12	0,357	780	14	0,849
689	13	0,582	735	9	-0,181	781	5	-1.169
690	7	-0,657	736	8	-0,357	782	12	0,396
691	6	-0,849	737	12	0,357	783	13	0,582
692	10	0	738	8	-0,357	784	13	0,657
693	14	0,849	739	13	0,582	785	6	-0,849
694	16	1.554	740	9	-0,181	786	12	0,357
695	16	1.554	741	12	0,357	787	11	0,181
696	13	0,582	742	5	-1.169	788	11	0,2
697	9	-0,181	743	4	-1.554	789	13	0,582
698	12	0,357	744	13	0,582	790	13	0,657
699	8	-0,357	745	15	1.169	791	4	-1.554
700	10	0	746	5	-1.169	792	14	0,849
701	8	-0,357	747	12	0,357	793	8	-0,357
702	10	0	748	8	-0,357	794	8	-0,357
703	16	1.554	749	10	0	795	11	0,181
704	16	1.554	750	11	0,181	796	12	0,396
705	6	-0,849	751	15	1.169	797	11	0,2
706	15	1.169	752	8	-0,357	798	8	-0,357
707	15	1.169	753	8	-0,357	799	8	-0,396
708	12	0,396	754	11	0,181	800	8	-0,396
709	16	1.554	755	9	-0,2	801	7	-0,582
710	9	-0,181	756	8	-0,357	802	8	-0,357
711	8	-0,357	757	12	0,357	803	5	-1.169
712	11	0,2	758	9	-0,181	804	10	0
713	13	0,582	759	12	0,357	805	12	0,357
714	4	-1.554	760	12	0,357	806	12	0,396
715	7	-0,657	761	12	0,396	807	9	-0,25
716	8	-0,357	762	15	1.169	808	11	0,181
717	8	-0,357	763	8	-0,357	809	12	0,357
718	8	-0,357	764	12	0,357	810	8	-0,357
719	14	0,849	765	8	-0,357	811	9	-0,181
720	8	-0,357	766	11	0,181	812	7	-0,582
721	4	-1.554	767	13	0,582	813	4	-1.554
722	11	0,2	768	14	0,849	814	8	-0,396
723	4	-1.554	769	9	-0,181	815	11	0,181
724	13	0,582	770	13	0,582	816	5	-1.169
725	9	-0,181	771	13	0,582	817	13	0,657
726	9	-0,181	772	14	0,849	818	10	0
727	10	0	773	13	0,582	819	7	-0,582

820	16	1.554	866	16	1.554	912	8	-0,357
821	16	1.554	867	8	-0,357	913	13	0,582
822	16	1.554	868	16	1.554	914	16	1.554
823	16	1.554	869	9	-0,181	915	10	0
824	8	-0,357	870	12	0,357	916	11	0,181
825	15	1.169	871	14	0,849	917	6	-0,977
826	14	0,849	872	13	0,582	918	9	-0,181
827	12	0,357	873	16	1.554	919	11	0,2
828	13	0,582	874	14	0,849	920	12	0,357
829	4	-1.554	875	12	0,357	921	9	-0,181
830	8	-0,357	876	12	0,357	922	7	-0,829
831	16	1.554	877	10	0	923	10	0
832	6	-0,849	878	12	0,447	924	16	1.554
833	14	0,849	879	10	0	925	14	0,849
834	11	0,181	880	11	0,181	926	12	0,357
835	11	0,181	881	13	0,582	927	9	-0,181
836	15	1.169	882	14	0,849	928	10	0
837	4	-1.554	883	13	0,582	929	12	0,396
838	12	0,396	884	13	0,582	930	10	0
839	11	0,181	885	9	-0,181	931	4	-1.554
840	8	-0,396	886	11	0,181	932	13	0,582
841	12	0,396	887	8	-0,357	933	8	-0,357
842	12	0,396	888	15	1.169	934	7	-0,829
843	8	-0,357	889	11	0,181	935	11	0,181
844	16	1.554	890	7	-0,582	936	8	-0,357
845	6	-0,977	891	15	1.169	937	8	-0,357
846	6	-0,849	892	12	0,357	938	9	-0,181
847	15	1.169	893	4	-1.554	939	14	0,849
848	13	0,582	894	16	1.554	940	16	1.554
849	16	1.554	895	12	0,357	941	9	-0,181
850	11	0,2	896	13	0,657	942	16	1.554
851	9	-0,181	897	16	1.554	943	15	1.169
852	12	0,396	898	14	0,849	944	12	0,357
853	10	0	899	15	1.169	945	14	0,849
854	10	0	900	13	0,582	946	13	0,657
855	9	-0,181	901	16	1.554	947	9	-0,181
856	7	-0,582	902	4	-1.554	948	10	0
857	9	-0,2	903	13	0,582	949	9	-0,181
858	12	0,357	904	13	0,582	950	4	-1.554
859	16	1.554	905	11	0,181	951	8	-0,357
860	11	0,2	906	15	1.169	952	13	0,582
861	9	-0,181	907	9	-0,2	953	12	0,357
862	13	0,582	908	12	0,357	954	8	-0,357
863	14	0,849	909	12	0,357	955	8	-0,357
864	4	-1.554	910	11	0,2	956	5	-1.169
865	13	0,582	911	12	0,357	957	12	0,357

958	12	0,396	1004	9	-0,181	1050	16	1.554
959	15	1.169	1005	14	0,849	1051	16	1.554
960	9	-0,181	1006	8	-0,357	1052	5	-1.169
961	4	-1.554	1007	10	0	1053	14	0,849
962	10	0	1008	12	0,357	1054	11	0,2
963	16	1.554	1009	6	-0,849	1055	14	0,849
964	15	1.169	1010	15	1.169	1056	11	0,181
965	8	-0,357	1011	11	0,181	1057	7	-0,582
966	12	0,357	1012	15	1.169	1058	7	-0,582
967	4	-1.554	1013	8	-0,357	1059	6	-0,849
968	4	-1.554	1014	7	-0,829	1060	8	-0,357
969	5	-1.169	1015	8	-0,357	1061	12	0,396
970	4	-1.554	1016	13	0,829	1062	10	0
971	12	0,357	1017	9	-0,181	1063	4	-1.554
972	10	0	1018	6	-0,977	1064	9	-0,181
973	4	-1.554	1019	12	0,357	1065	7	-0,657
974	8	-0,396	1020	16	1.554	1066	6	-0,977
975	10	0	1021	12	0,357	1067	11	0,181
976	14	0,977	1022	5	-1.169	1068	4	-1.554
977	12	0,357	1023	14	0,849	1069	8	-0,396
978	16	1.554	1024	14	0,849	1070	8	-0,396
979	8	-0,357	1025	10	0	1071	12	0,357
980	12	0,357	1026	6	-0,849	1072	16	1.554
981	12	0,357	1027	6	-0,849	1073	7	-0,582
982	7	-0,657	1028	10	0	1074	6	-0,849
983	9	-0,181	1029	12	0,357	1075	9	-0,181
984	11	0,181	1030	10	0	1076	4	-1.554
985	15	1.169	1031	10	0	1077	7	-0,582
986	12	0,357	1032	10	0	1078	13	0,582
987	12	0,396	1033	6	-0,849	1079	15	1.169
988	7	-0,582	1034	8	-0,357	1080	10	0
989	15	1.169	1035	13	0,582	1081	5	-1.169
990	14	0,849	1036	10	0	1082	8	-0,357
991	15	1.169	1037	11	0,2	1083	16	1.554
992	6	-0,849	1038	11	0,181	1084	14	0,849
993	12	0,396	1039	16	1.554	1085	7	-0,582
994	12	0,357	1040	14	0,849	1086	11	0,181
995	12	0,357	1041	8	-0,357	1087	8	-0,357
996	9	-0,181	1042	14	0,849	1088	8	-0,357
997	13	0,582	1043	12	0,357	1089	4	-1.554
998	6	-0,849	1044	8	-0,357	1090	10	0
999	12	0,357	1045	11	0,181	1091	16	1.554
1000	8	-0,357	1046	6	-0,849	1092	9	-0,181
1001	10	0	1047	13	0,582	1093	13	0,582
1002	12	0,396	1048	10	0	1094	6	-0,977
1003	6	-0,849	1049	7	-0,582	1095	8	-0,357

1096	11	0,181	1142	7	-0,582	1188	9	-0,181
1097	9	-0,181	1143	12	0,357	1189	12	0,396
1098	10	0	1144	7	-0,582	1190	16	1,554
1099	6	-0,849	1145	6	-0,849	1191	7	-0,657
1100	13	0,582	1146	13	0,582	1192	4	-1,554
1101	9	-0,181	1147	4	-1,554	1193	10	0
1102	15	1,169	1148	12	0,357	1194	13	0,582
1103	16	1,554	1149	8	-0,357	1195	11	0,181
1104	15	1,169	1150	8	-0,357	1196	16	1,554
1105	15	1,169	1151	12	0,357	1197	9	-0,2
1106	15	1,169	1152	13	0,582	1198	8	-0,357
1107	16	1,554	1153	8	-0,357	1199	16	1,554
1108	4	-1,554	1154	7	-0,582	1200	12	0,396
1109	12	0,357	1155	10	0	1201	13	0,582
1110	16	1,554	1156	12	0,357	1202	15	1,169
1111	13	0,582	1157	11	0,181	1203	15	1,169
1112	12	0,357	1158	16	1,554	1204	8	-0,357
1113	11	0,181	1159	13	0,582	1205	11	0,2
1114	7	-0,582	1160	13	0,582	1206	14	0,977
1115	10	0	1161	9	-0,181	1207	16	1,554
1116	14	0,849	1162	12	0,357	1208	8	-0,357
1117	6	-0,849	1163	15	1,169	1209	14	0,849
1118	16	1,554	1164	14	0,849	1210	11	0,181
1119	4	-1,554	1165	9	-0,181	1211	10	0
1120	13	0,582	1166	8	-0,357	1212	15	1,169
1121	7	-0,582	1167	6	-0,849	1213	12	0,357
1122	8	-0,357	1168	7	-0,657	1214	13	0,582
1123	11	0,181	1169	8	-0,357	1215	16	1,554
1124	11	0,181	1170	10	0	1216	16	1,554
1125	9	-0,181	1171	13	0,582	1217	7	-0,582
1126	9	-0,181	1172	14	0,849	1218	9	-0,2
1127	14	0,849	1173	7	-0,582	1219	13	0,582
1128	15	1,169	1174	14	0,849	1220	15	1,169
1129	12	0,357	1175	15	1,169	1221	13	0,582
1130	13	0,582	1176	13	0,582	1222	14	0,849
1131	8	-0,357	1177	12	0,357	1223	10	0
1132	9	-0,181	1178	16	1,554	1224	9	-0,181
1133	16	1,554	1179	8	-0,357	1225	9	-0,181
1134	14	0,849	1180	9	-0,181	1226	11	0,181
1135	12	0,357	1181	13	0,582	1227	13	0,582
1136	10	0	1182	7	-0,582	1228	11	0,181
1137	9	-0,181	1183	8	-0,396	1229	16	1,554
1138	10	0	1184	11	0,181	1230	12	0,396
1139	12	0,357	1185	13	0,582	1231	11	0,181
1140	13	0,582	1186	7	-0,582	1232	6	-0,849
1141	8	-0,357	1187	11	0,181	1233	12	0,357

1234	9	-0,181	1280	12	0,396	1326	11	0,181
1235	13	0,582	1281	12	0,396	1327	11	0,181
1236	10	0	1282	8	-0,396	1328	10	0
1237	16	1,554	1283	7	-0,582	1329	8	-0,357
1238	6	-0,849	1284	15	1,169	1330	8	-0,357
1239	12	0,396	1285	7	-0,582	1331	7	-0,582
1240	12	0,396	1286	12	0,357	1332	14	0,849
1241	11	0,2	1287	11	0,181	1333	10	0
1242	10	0	1288	7	-0,582	1334	6	-0,977
1243	6	-0,849	1289	13	0,582	1335	16	1,554
1244	16	1,554	1290	13	0,582	1336	4	-1,554
1245	15	1,169	1291	9	-0,181	1337	16	1,554
1246	15	1,169	1292	16	1,554	1338	16	1,554
1247	10	0	1293	9	-0,181	1339	11	0,181
1248	10	0	1294	9	-0,181	1340	14	0,849
1249	15	1,169	1295	11	0,2	1341	13	0,582
1250	10	0	1296	8	-0,357	1342	15	1,169
1251	8	-0,357	1297	8	-0,357	1343	14	0,977
1252	12	0,396	1298	11	0,181	1344	12	0,357
1253	5	-1,169	1299	8	-0,396	1345	9	-0,181
1254	10	0	1300	10	0	1346	13	0,657
1255	9	-0,181	1301	12	0,396	1347	5	-1,169
1256	8	-0,357	1302	10	0	1348	13	0,829
1257	15	1,169	1303	12	0,492	1349	9	-0,181
1258	9	-0,181	1304	12	0,357	1350	11	0,181
1259	9	-0,181	1305	8	-0,357	1351	10	0
1260	7	-0,657	1306	11	0,181	1352	16	1,554
1261	16	1,554	1307	10	0	1353	13	0,582
1262	9	-0,181	1308	11	0,181	1354	4	-1,554
1263	10	0	1309	13	0,657	1355	12	0,357
1264	7	-0,582	1310	16	1,554	1356	13	0,582
1265	11	0,181	1311	11	0,181	1357	7	-0,582
1266	11	0,181	1312	10	0	1358	16	1,554
1267	9	-0,181	1313	9	-0,181	1359	13	0,582
1268	16	1,554	1314	14	0,849	1360	12	0,357
1269	15	1,169	1315	12	0,357	1361	8	-0,357
1270	5	-1,169	1316	10	0	1362	16	1,554
1271	11	0,181	1317	14	0,849	1363	8	-0,357
1272	11	0,181	1318	8	-0,357	1364	8	-0,396
1273	9	-0,2	1319	11	0,2	1365	10	0
1274	7	-0,582	1320	9	-0,181	1366	6	-0,849
1275	15	1,169	1321	6	-0,849	1367	11	0,181
1276	5	-1,169	1322	14	0,977	1368	12	0,357
1277	10	0	1323	12	0,396	1369	11	0,181
1278	16	1,554	1324	9	-0,181	1370	12	0,357
1279	8	-0,357	1325	8	-0,357	1371	7	-0,582

1372	13	0,582	1418	12	0,357	1464	16	1.554
1373	12	0,357	1419	14	0,849	1465	14	0,849
1374	14	0,849	1420	5	-1.169	1466	16	1.554
1375	7	-0,582	1421	12	0,357	1467	9	-0,181
1376	14	0,849	1422	9	-0,181	1468	12	0,357
1377	16	1.554	1423	8	-0,357	1469	13	0,582
1378	12	0,357	1424	11	0,2	1470	12	0,357
1379	12	0,357	1425	4	-1.554	1471	9	-0,181
1380	12	0,492	1426	9	-0,221	1472	16	1.554
1381	14	0,849	1427	9	-0,181	1473	13	0,582
1382	14	0,849	1428	8	-0,357	1474	9	-0,181
1383	4	-1.554	1429	7	-0,582	1475	13	0,582
1384	9	-0,181	1430	4	-1.554	1476	10	0
1385	8	-0,357	1431	10	0	1477	16	1.554
1386	5	-1.169	1432	9	-0,181	1478	12	0,357
1387	13	0,582	1433	4	-1.554	1479	14	0,849
1388	11	0,181	1434	14	0,849	1480	10	0
1389	8	-0,357	1435	6	-0,849	1481	8	-0,357
1390	12	0,396	1436	9	-0,181	1482	5	-1.169
1391	10	0	1437	11	0,181	1483	9	-0,181
1392	13	0,582	1438	8	-0,396	1484	5	-1.169
1393	9	-0,181	1439	9	-0,181	1485	12	0,357
1394	11	0,181	1440	15	1.169	1486	11	0,2
1395	9	-0,181	1441	11	0,181	1487	11	0,181
1396	15	1.169	1442	8	-0,357	1488	8	-0,396
1397	14	0,849	1443	13	0,582	1489	9	-0,181
1398	13	0,582	1444	16	1.554	1490	9	-0,181
1399	10	0	1445	8	-0,357	1491	15	1.169
1400	12	0,357	1446	12	0,357	1492	4	-1.554
1401	4	-1.554	1447	13	0,582	1493	8	-0,357
1402	16	1.554	1448	8	-0,396	1494	12	0,396
1403	8	-0,357	1449	8	-0,357	1495	10	0
1404	13	0,582	1450	10	0	1496	6	-0,849
1405	11	0,181	1451	9	-0,181	1497	11	0,181
1406	10	0	1452	9	-0,181	1498	12	0,357
1407	10	0	1453	5	-1.169	1499	13	0,582
1408	6	-0,849	1454	9	-0,181	1500	10	0
1409	16	1.554	1455	5	-1.169	1501	6	-0,849
1410	6	-0,849	1456	5	-1.169	1502	7	-0,582
1411	11	0,221	1457	9	-0,181	1503	5	-1.169
1412	8	-0,357	1458	8	-0,357	1504	8	-0,357
1413	11	0,181	1459	8	-0,357	1505	15	1.169
1414	16	1.554	1460	9	-0,181	1506	7	-0,829
1415	7	-0,582	1461	13	0,582	1507	8	-0,357
1416	14	0,849	1462	7	-0,582	1508	12	0,357
1417	10	0	1463	12	0,357	1509	8	-0,357

1510	10	0	1556	6	-0,849	1602	8	-0,357
1511	8	-0,396	1557	13	0,582	1603	10	0
1512	5	-1.169	1558	8	-0,357	1604	8	-0,396
1513	10	0	1559	8	-0,357	1605	7	-0,657
1514	4	-1.554	1560	16	1.554	1606	8	-0,357
1515	9	-0,181	1561	14	0,977	1607	10	0
1516	8	-0,357	1562	9	-0,181	1608	5	-1.169
1517	12	0,396	1563	12	0,357	1609	8	-0,396
1518	6	-0,977	1564	11	0,181	1610	13	0,582
1519	7	-0,582	1565	10	0	1611	5	-1.169
1520	10	0	1566	9	-0,181	1612	13	0,582
1521	9	-0,181	1567	16	1.554	1613	12	0,357
1522	4	-1.554	1568	15	1.169	1614	12	0,357
1523	8	-0,357	1569	4	-1.554	1615	8	-0,396
1524	9	-0,181	1570	12	0,357	1616	11	0,181
1525	16	1.554	1571	11	0,181	1617	4	-1.554
1526	12	0,357	1572	9	-0,181	1618	16	1.554
1527	8	-0,492	1573	10	0	1619	7	-0,582
1528	4	-1.554	1574	9	-0,181	1620	8	-0,357
1529	7	-0,657	1575	7	-0,582	1621	10	0
1530	5	-1.169	1576	14	0,849	1622	15	1.169
1531	13	0,657	1577	7	-0,582	1623	15	1.169
1532	15	1.169	1578	10	0	1624	12	0,357
1533	4	-1.554	1579	12	0,357	1625	12	0,357
1534	11	0,2	1580	9	-0,181	1626	9	-0,181
1535	15	1.169	1581	4	-1.554	1627	10	0
1536	12	0,357	1582	10	0	1628	13	0,582
1537	15	1.169	1583	12	0,357	1629	14	0,849
1538	13	0,582	1584	12	0,357	1630	11	0,181
1539	13	0,582	1585	9	-0,181	1631	8	-0,396
1540	12	0,357	1586	13	0,582	1632	7	-0,657
1541	9	-0,181	1587	10	0	1633	7	-0,582
1542	11	0,181	1588	9	-0,181	1634	8	-0,357
1543	16	1.554	1589	4	-1.554	1635	16	1.554
1544	12	0,357	1590	11	0,181	1636	9	-0,181
1545	14	0,849	1591	14	0,849	1637	7	-0,657
1546	10	0	1592	12	0,357	1638	6	-0,849
1547	6	-0,849	1593	16	1.554	1639	16	1.554
1548	13	0,582	1594	9	-0,181	1640	14	0,849
1549	14	0,849	1595	12	0,396	1641	9	-0,181
1550	16	1.554	1596	14	0,849	1642	10	0
1551	9	-0,181	1597	11	0,181	1643	4	-1.554
1552	16	1.554	1598	9	-0,181	1644	8	-0,357
1553	14	0,849	1599	9	-0,221	1645	5	-1.169
1554	4	-1.554	1600	8	-0,357	1646	8	-0,357
1555	10	0	1601	10	0	1647	10	0

1648	5	-1.169	1694	12	0,396	1740	6	-0,849
1649	14	0,849	1695	11	0,181	1741	16	1.554
1650	12	0,357	1696	11	0,181	1742	16	1.554
1651	7	-0,657	1697	8	-0,396	1743	16	1.554
1652	12	0,357	1698	11	0,181	1744	4	-1.554
1653	14	0,849	1699	15	1.169	1745	11	0,181
1654	12	0,357	1700	8	-0,357	1746	4	-1.554
1655	9	-0,181	1701	11	0,2	1747	16	1.554
1656	12	0,357	1702	15	1.169	1748	15	1.169
1657	7	-0,829	1703	7	-0,829	1749	9	-0,181
1658	9	-0,181	1704	9	-0,181	1750	10	0
1659	9	-0,181	1705	8	-0,357	1751	8	-0,357
1660	9	-0,181	1706	7	-0,582	1752	4	-1.554
1661	16	1.554	1707	7	-0,657	1753	9	-0,2
1662	9	-0,181	1708	16	1.554	1754	11	0,181
1663	13	0,582	1709	11	0,2	1755	13	0,582
1664	12	0,357	1710	8	-0,357	1756	8	-0,357
1665	16	1.554	1711	13	0,582	1757	9	-0,181
1666	14	0,977	1712	8	-0,357	1758	13	0,582
1667	10	0	1713	10	0	1759	11	0,181
1668	10	0	1714	15	1.169	1760	8	-0,396
1669	13	0,582	1715	11	0,2	1761	10	0
1670	8	-0,396	1716	8	-0,357	1762	12	0,357
1671	15	1.169	1717	9	-0,2	1763	10	0
1672	10	0	1718	7	-0,582	1764	12	0,357
1673	13	0,657	1719	11	0,181	1765	4	-1.554
1674	4	-1.554	1720	4	-1.554	1766	16	1.554
1675	10	0	1721	10	0	1767	14	0,849
1676	10	0	1722	11	0,181	1768	8	-0,396
1677	10	0	1723	11	0,181	1769	8	-0,357
1678	11	0,181	1724	6	-0,849	1770	13	0,582
1679	10	0	1725	8	-0,357	1771	8	-0,357
1680	11	0,181	1726	11	0,181	1772	12	0,357
1681	13	0,582	1727	12	0,396	1773	4	-1.554
1682	9	-0,181	1728	5	-1.169	1774	8	-0,357
1683	14	0,849	1729	13	0,582	1775	10	0
1684	12	0,357	1730	14	0,849	1776	16	1.554
1685	14	0,849	1731	7	-0,582	1777	13	0,582
1686	10	0	1732	11	0,2	1778	16	1.554
1687	12	0,357	1733	12	0,357	1779	11	0,181
1688	7	-0,582	1734	4	-1.554	1780	12	0,396
1689	9	-0,2	1735	12	0,357	1781	4	-1.554
1690	12	0,357	1736	4	-1.554	1782	4	-1.554
1691	12	0,357	1737	9	-0,181	1783	7	-0,657
1692	7	-0,582	1738	12	0,357	1784	12	0,357
1693	9	-0,181	1739	16	1.554	1785	13	0,582

1786	12	0,357	1832	9	-0,2	1878	7	-0,829
1787	12	0,357	1833	12	0,357	1879	9	-0,181
1788	11	0,181	1834	8	-0,357	1880	11	0,181
1789	11	0,2	1835	12	0,357	1881	8	-0,357
1790	12	0,357	1836	6	-0,849	1882	8	-0,357
1791	12	0,357	1837	16	1,554	1883	10	0
1792	15	1.169	1838	8	-0,396	1884	8	-0,357
1793	10	0	1839	7	-0,582	1885	13	0,582
1794	4	-1.554	1840	10	0	1886	4	-1.554
1795	9	-0,181	1841	5	-1.169	1887	8	-0,357
1796	11	0,181	1842	13	0,657	1888	4	-1.554
1797	13	0,582	1843	10	0	1889	4	-1.554
1798	13	0,582	1844	6	-0,849	1890	12	0,357
1799	10	0	1845	16	1,554	1891	12	0,396
1800	11	0,181	1846	5	-1.169	1892	9	-0,181
1801	16	1,554	1847	9	-0,181	1893	16	1,554
1802	10	0	1848	4	-1.554	1894	4	-1.554
1803	16	1,554	1849	6	-0,977	1895	8	-0,357
1804	16	1,554	1850	8	-0,357	1896	11	0,181
1805	4	-1.554	1851	13	0,582	1897	14	0,849
1806	13	0,582	1852	16	1,554	1898	5	-1.169
1807	11	0,181	1853	16	1,554	1899	8	-0,357
1808	9	-0,181	1854	11	0,181	1900	8	-0,396
1809	12	0,357	1855	13	0,582	1901	16	1,554
1810	9	-0,181	1856	13	0,582	1902	12	0,396
1811	4	-1.554	1857	9	-0,181	1903	10	0
1812	12	0,357	1858	8	-0,357	1904	11	0,181
1813	9	-0,181	1859	8	-0,357	1905	16	1,554
1814	7	-0,657	1860	14	0,849	1906	9	-0,25
1815	12	0,396	1861	16	1,554	1907	4	-1.554
1816	11	0,181	1862	14	0,849	1908	10	0
1817	16	1,554	1863	12	0,357	1909	9	-0,181
1818	16	1,554	1864	14	0,849	1910	11	0,181
1819	8	-0,357	1865	10	0	1911	11	0,181
1820	16	1,554	1866	11	0,181	1912	16	1,554
1821	9	-0,2	1867	16	1,554	1913	9	-0,181
1822	14	0,849	1868	14	0,849	1914	9	-0,181
1823	10	0	1869	9	-0,181	1915	11	0,181
1824	12	0,357	1870	9	-0,25	1916	8	-0,447
1825	15	1.169	1871	8	-0,357	1917	12	0,357
1826	11	0,181	1872	15	1.169	1918	15	1.169
1827	12	0,357	1873	10	0	1919	12	0,357
1828	10	0	1874	12	0,357	1920	8	-0,396
1829	8	-0,357	1875	10	0	1921	12	0,396
1830	11	0,2	1876	14	0,849	1922	6	-0,977
1831	5	-1.169	1877	11	0,181	1923	10	0

1924	5	-1.169	1970	8	-0,396	2016	10	0
1925	8	-0,357	1971	11	0,181	2017	16	1.554
1926	10	0	1972	10	0	2018	8	-0,357
1927	8	-0,357	1973	8	-0,357	2019	11	0,181
1928	12	0,357	1974	8	-0,396	2020	7	-0,582
1929	10	0	1975	12	0,357	2021	13	0,582
1930	16	1.554	1976	12	0,357	2022	8	-0,357
1931	12	0,357	1977	14	0,849	2023	8	-0,357
1932	12	0,357	1978	8	-0,357	2024	4	-1.554
1933	9	-0,181	1979	15	1.169	2025	9	-0,181
1934	15	1.169	1980	5	-1.169	2026	10	0
1935	9	-0,221	1981	9	-0,181	2027	14	0,849
1936	13	0,582	1982	14	0,849	2028	12	0,447
1937	9	-0,181	1983	11	0,181	2029	5	-1.169
1938	12	0,357	1984	11	0,181	2030	7	-0,582
1939	8	-0,357	1985	8	-0,357	2031	10	0
1940	14	0,849	1986	9	-0,181	2032	10	0
1941	6	-0,849	1987	10	0	2033	11	0,181
1942	10	0	1988	8	-0,357	2034	9	-0,181
1943	16	1.554	1989	16	1.554	2035	16	1.554
1944	14	0,977	1990	15	1.169	2036	13	0,582
1945	9	-0,181	1991	12	0,357	2037	13	0,582
1946	13	0,582	1992	5	-1.169	2038	13	0,582
1947	9	-0,181	1993	10	0	2039	12	0,357
1948	10	0	1994	12	0,357	2040	8	-0,357
1949	14	0,849	1995	6	-0,849	2041	14	0,849
1950	13	0,582	1996	13	0,582	2042	5	-1.169
1951	12	0,357	1997	4	-1.554	2043	8	-0,357
1952	12	0,357	1998	10	0	2044	8	-0,357
1953	10	0	1999	12	0,396	2045	4	-1.554
1954	15	1.169	2000	4	-1.554	2046	10	0
1955	13	0,829	2001	10	0	2047	8	-0,357
1956	14	0,849	2002	9	-0,181	2048	12	0,357
1957	10	0	2003	8	-0,357	2049	13	0,582
1958	9	-0,181	2004	15	1.169	2050	8	-0,357
1959	8	-0,396	2005	12	0,357	2051	7	-0,582
1960	12	0,357	2006	5	-1.169	2052	11	0,221
1961	13	0,582	2007	13	0,582	2053	7	-0,582
1962	8	-0,357	2008	16	1.554	2054	15	1.169
1963	8	-0,357	2009	10	0	2055	13	0,582
1964	16	1.554	2010	10	0	2056	10	0
1965	16	1.554	2011	10	0	2057	12	0,357
1966	5	-1.169	2012	15	1.169	2058	12	0,357
1967	13	0,582	2013	7	-0,582	2059	13	0,829
1968	10	0	2014	11	0,181	2060	10	0
1969	12	0,357	2015	8	-0,357	2061	10	0

2062	12	0,357	2108	9	-0,2	2154	6	-0,849
2063	10	0	2109	16	1,554	2155	7	-0,582
2064	10	0	2110	8	-0,357	2156	9	-0,181
2065	8	-0,357	2111	4	-1,554	2157	13	0,582
2066	11	0,181	2112	10	0	2158	8	-0,357
2067	15	1,169	2113	8	-0,396	2159	6	-0,977
2068	4	-1,554	2114	15	1,169	2160	16	1,554
2069	9	-0,181	2115	7	-0,582	2161	11	0,181
2070	4	-1,554	2116	9	-0,181	2162	15	1,169
2071	12	0,357	2117	11	0,181	2163	12	0,396
2072	9	-0,181	2118	14	0,849	2164	13	0,582
2073	10	0	2119	15	1,169	2165	11	0,2
2074	12	0,357	2120	4	-1,554	2166	15	1,169
2075	12	0,357	2121	13	0,582	2167	16	1,554
2076	8	-0,396	2122	10	0	2168	16	1,554
2077	8	-0,357	2123	6	-0,849	2169	16	1,554
2078	4	-1,554	2124	7	-0,582	2170	11	0,2
2079	14	0,849	2125	12	0,357	2171	16	1,554
2080	13	0,657	2126	8	-0,357	2172	16	1,554
2081	8	-0,357	2127	12	0,357	2173	11	0,181
2082	6	-0,849	2128	7	-0,582	2174	12	0,396
2083	12	0,492	2129	15	1,169	2175	16	1,554
2084	9	-0,181	2130	11	0,181	2176	15	1,169
2085	14	0,849	2131	10	0	2177	9	-0,2
2086	9	-0,181	2132	16	1,554	2178	12	0,357
2087	6	-0,849	2133	8	-0,357	2179	13	0,582
2088	6	-0,849	2134	10	0	2180	11	0,181
2089	8	-0,357	2135	13	0,582	2181	12	0,357
2090	14	0,849	2136	12	0,357	2182	12	0,357
2091	9	-0,181	2137	8	-0,357	2183	9	-0,181
2092	8	-0,357	2138	8	-0,396	2184	11	0,181
2093	10	0	2139	9	-0,181	2185	13	0,582
2094	8	-0,357	2140	11	0,181	2186	16	1,554
2095	8	-0,357	2141	12	0,396	2187	4	-1,554
2096	4	-1,554	2142	11	0,181	2188	11	0,2
2097	4	-1,554	2143	8	-0,357	2189	15	1,169
2098	16	1,554	2144	9	-0,181	2190	14	0,849
2099	11	0,181	2145	10	0	2191	4	-1,554
2100	4	-1,554	2146	10	0	2192	16	1,554
2101	8	-0,357	2147	10	0	2193	4	-1,554
2102	13	0,829	2148	8	-0,357	2194	9	-0,181
2103	12	0,357	2149	11	0,181	2195	12	0,357
2104	8	-0,357	2150	14	0,849	2196	9	-0,181
2105	4	-1,554	2151	16	1,554	2197	10	0
2106	8	-0,357	2152	9	-0,181	2198	12	0,396
2107	15	1,169	2153	16	1,554	2199	9	-0,181

2200	10	0	2246	13	0,582	2292	10	0
2201	8	-0,357	2247	14	0,849	2293	16	1.554
2202	11	0,181	2248	12	0,357	2294	9	-0,181
2203	10	0	2249	8	-0,357	2295	16	1.554
2204	4	-1.554	2250	8	-0,357	2296	8	-0,396
2205	15	1.169	2251	10	0	2297	12	0,357
2206	11	0,181	2252	16	1.554	2298	15	1.169
2207	9	-0,181	2253	14	0,977	2299	13	0,582
2208	4	-1.554	2254	6	-0,849	2300	9	-0,181
2209	7	-0,582	2255	10	0	2301	12	0,357
2210	8	-0,357	2256	9	-0,181	2302	11	0,181
2211	14	0,849	2257	13	0,582	2303	14	0,849
2212	8	-0,396	2258	8	-0,357	2304	10	0
2213	12	0,357	2259	4	-1.554	2305	8	-0,357
2214	13	0,582	2260	10	0	2306	12	0,357
2215	16	1.554	2261	14	0,849	2307	13	0,582
2216	4	-1.554	2262	16	1.554	2308	10	0
2217	15	1.169	2263	10	0	2309	9	-0,181
2218	16	1.554	2264	9	-0,181	2310	8	-0,357
2219	9	-0,181	2265	8	-0,357	2311	7	-0,657
2220	9	-0,181	2266	10	0	2312	8	-0,357
2221	7	-0,829	2267	7	-0,582	2313	4	-1.554
2222	13	0,582	2268	8	-0,357	2314	12	0,357
2223	13	0,582	2269	11	0,181	2315	12	0,357
2224	16	1.554	2270	9	-0,181	2316	16	1.554
2225	16	1.554	2271	16	1.554	2317	8	-0,357
2226	13	0,582	2272	9	-0,181	2318	12	0,357
2227	7	-0,582	2273	13	0,582	2319	8	-0,396
2228	9	-0,181	2274	13	0,582	2320	16	1.554
2229	12	0,357	2275	8	-0,396	2321	9	-0,181
2230	10	0	2276	11	0,181	2322	9	-0,181
2231	8	-0,492	2277	4	-1.554	2323	13	0,582
2232	13	0,582	2278	7	-0,582	2324	13	0,582
2233	10	0	2279	12	0,357	2325	10	0
2234	9	-0,181	2280	10	0	2326	15	1.169
2235	14	0,849	2281	10	0	2327	8	-0,396
2236	6	-0,849	2282	14	0,849	2328	10	0
2237	4	-1.554	2283	8	-0,357	2329	9	-0,181
2238	13	0,657	2284	7	-0,582	2330	10	0
2239	10	0	2285	4	-1.554	2331	4	-1.554
2240	9	-0,181	2286	13	0,582	2332	8	-0,447
2241	8	-0,357	2287	7	-0,582	2333	13	0,582
2242	14	0,849	2288	5	-1.169	2334	8	-0,357
2243	15	1.169	2289	12	0,357	2335	15	1.169
2244	15	1.169	2290	7	-0,582	2336	8	-0,492
2245	16	1.554	2291	10	0	2337	9	-0,181

2338	7	-0,582	2384	10	0	2430	9	-0,181
2339	13	0,582	2385	7	-0,582	2431	8	-0,357
2340	16	1,554	2386	13	0,582	2432	4	-1,554
2341	12	0,357	2387	16	1,554	2433	14	0,849
2342	8	-0,357	2388	15	1,169	2434	7	-0,657
2343	14	0,849	2389	11	0,181	2435	14	0,849
2344	12	0,357	2390	12	0,357	2436	14	0,849
2345	15	1,169	2391	8	-0,357	2437	12	0,357
2346	12	0,357	2392	6	-0,849	2438	13	0,582
2347	4	-1,554	2393	9	-0,181	2439	15	1,169
2348	10	0	2394	11	0,181	2440	8	-0,357
2349	8	-0,357	2395	6	-0,977	2441	13	0,582
2350	4	-1,554	2396	12	0,357	2442	10	0
2351	8	-0,357	2397	10	0	2443	12	0,357
2352	6	-0,977	2398	8	-0,357	2444	8	-0,357
2353	11	0,181	2399	11	0,181	2445	12	0,396
2354	16	1,554	2400	12	0,357	2446	8	-0,357
2355	9	-0,181	2401	9	-0,181	2447	11	0,25
2356	6	-0,849	2402	8	-0,357	2448	4	-1,554
2357	8	-0,357	2403	12	0,357	2449	15	1,169
2358	16	1,554	2404	7	-0,829	2450	8	-0,357
2359	11	0,181	2405	12	0,396	2451	10	0
2360	8	-0,357	2406	10	0	2452	12	0,357
2361	4	-1,554	2407	9	-0,181	2453	9	-0,181
2362	11	0,181	2408	7	-0,582	2454	11	0,181
2363	9	-0,181	2409	7	-0,582	2455	5	-1,169
2364	9	-0,181	2410	4	-1,554	2456	12	0,357
2365	6	-0,849	2411	10	0	2457	7	-0,582
2366	4	-1,554	2412	16	1,554	2458	14	0,849
2367	15	1,169	2413	12	0,396	2459	12	0,357
2368	10	0	2414	8	-0,396	2460	9	-0,181
2369	15	1,169	2415	11	0,2	2461	7	-0,657
2370	13	0,582	2416	15	1,169	2462	12	0,357
2371	16	1,554	2417	12	0,396	2463	15	1,169
2372	11	0,181	2418	7	-0,582	2464	14	0,849
2373	11	0,181	2419	11	0,181	2465	7	-0,582
2374	11	0,181	2420	13	0,582	2466	12	0,357
2375	10	0	2421	15	1,169	2467	5	-1,169
2376	12	0,357	2422	12	0,357	2468	16	1,554
2377	11	0,181	2423	9	-0,181	2469	10	0
2378	13	0,582	2424	16	1,554	2470	10	0
2379	15	1,169	2425	8	-0,357	2471	12	0,357
2380	8	-0,357	2426	12	0,396	2472	8	-0,396
2381	15	1,169	2427	15	1,169	2473	16	1,554
2382	11	0,181	2428	12	0,357	2474	13	0,582
2383	8	-0,357	2429	8	-0,357	2475	14	0,849

2476	5	-1.169	2522	12	0,357	2568	9	-0,181
2477	11	0,181	2523	8	-0,357	2569	5	-1.169
2478	14	0,849	2524	9	-0,181	2570	9	-0,181
2479	16	1.554	2525	8	-0,357	2571	14	0,849
2480	9	-0,181	2526	12	0,357	2572	13	0,657
2481	6	-0,849	2527	12	0,357	2573	8	-0,357
2482	12	0,357	2528	9	-0,2	2574	6	-0,849
2483	13	0,582	2529	11	0,2	2575	13	0,582
2484	9	-0,181	2530	9	-0,181	2576	16	1.554
2485	8	-0,357	2531	8	-0,396	2577	8	-0,357
2486	13	0,657	2532	8	-0,357	2578	13	0,582
2487	14	0,849	2533	10	0	2579	12	0,357
2488	13	0,582	2534	12	0,357	2580	12	0,357
2489	16	1.554	2535	13	0,657	2581	9	-0,181
2490	10	0	2536	8	-0,357	2582	11	0,181
2491	10	0	2537	9	-0,181	2583	9	-0,181
2492	11	0,2	2538	16	1.554	2584	5	-1.169
2493	12	0,357	2539	9	-0,181	2585	13	0,582
2494	16	1.554	2540	11	0,221	2586	13	0,582
2495	10	0	2541	8	-0,357	2587	9	-0,2
2496	7	-0,582	2542	16	1.554	2588	8	-0,357
2497	11	0,181	2543	10	0	2589	10	0
2498	9	-0,2	2544	7	-0,582	2590	8	-0,357
2499	13	0,582	2545	12	0,357	2591	11	0,181
2500	12	0,492	2546	15	1.169	2592	12	0,357
2501	7	-0,657	2547	16	1.554	2593	12	0,357
2502	4	-1.554	2548	6	-0,849	2594	10	0
2503	10	0	2549	9	-0,181	2595	6	-0,849
2504	13	0,582	2550	16	1.554	2596	4	-1.554
2505	8	-0,396	2551	7	-0,582	2597	8	-0,357
2506	5	-1.169	2552	12	0,357	2598	12	0,357
2507	12	0,357	2553	16	1.554	2599	10	0
2508	12	0,357	2554	12	0,357	2600	8	-0,357
2509	12	0,357	2555	13	0,582	2601	16	1.554
2510	8	-0,396	2556	7	-0,829	2602	15	1.169
2511	9	-0,181	2557	12	0,396	2603	15	1.169
2512	13	0,657	2558	15	1.169	2604	8	-0,357
2513	16	1.554	2559	10	0	2605	7	-0,582
2514	8	-0,357	2560	12	0,357	2606	16	1.554
2515	4	-1.554	2561	8	-0,396	2607	12	0,396
2516	15	1.169	2562	15	1.169	2608	13	0,582
2517	4	-1.554	2563	16	1.554	2609	13	0,582
2518	12	0,357	2564	13	0,582	2610	10	0
2519	10	0	2565	4	-1.554	2611	12	0,357
2520	10	0	2566	10	0	2612	8	-0,357
2521	8	-0,357	2567	4	-1.554	2613	12	0,357

2614	13	0,582	2660	11	0,181	2706	10	0
2615	16	1.554	2661	11	0,181	2707	13	0,582
2616	16	1.554	2662	5	-1.169	2708	10	0
2617	6	-0,977	2663	9	-0,25	2709	9	-0,181
2618	8	-0,396	2664	16	1.554	2710	10	0
2619	8	-0,447	2665	10	0	2711	5	-1.169
2620	16	1.554	2666	15	1.169	2712	11	0,181
2621	12	0,357	2667	12	0,396	2713	4	-1.554
2622	10	0	2668	9	-0,181	2714	7	-0,582
2623	12	0,357	2669	14	0,849	2715	12	0,357
2624	12	0,357	2670	13	0,582	2716	7	-0,582
2625	14	0,849	2671	8	-0,357	2717	8	-0,357
2626	10	0	2672	14	0,977	2718	11	0,181
2627	11	0,181	2673	14	0,849	2719	8	-0,357
2628	7	-0,582	2674	11	0,181	2720	8	-0,357
2629	5	-1.169	2675	7	-0,582	2721	12	0,357
2630	15	1.169	2676	12	0,357	2722	12	0,396
2631	4	-1.554	2677	4	-1.554	2723	13	0,582
2632	12	0,447	2678	14	0,849	2724	12	0,357
2633	12	0,357	2679	9	-0,181	2725	14	0,849
2634	16	1.554	2680	9	-0,181	2726	10	0
2635	4	-1.554	2681	14	0,849	2727	11	0,181
2636	10	0	2682	14	0,849	2728	11	0,181
2637	11	0,181	2683	12	0,357	2729	10	0
2638	10	0	2684	11	0,181	2730	4	-1.554
2639	8	-0,357	2685	13	0,582	2731	8	-0,396
2640	13	0,829	2686	15	1.169	2732	4	-1.554
2641	7	-0,582	2687	4	-1.554	2733	11	0,181
2642	5	-1.169	2688	16	1.554	2734	11	0,181
2643	14	0,849	2689	4	-1.554	2735	14	0,977
2644	8	-0,357	2690	7	-0,829	2736	8	-0,396
2645	8	-0,396	2691	13	0,582	2737	10	0
2646	9	-0,2	2692	8	-0,357	2738	4	-1.554
2647	8	-0,357	2693	10	0	2739	5	-1.169
2648	6	-0,849	2694	12	0,357	2740	4	-1.554
2649	12	0,447	2695	16	1.554	2741	8	-0,357
2650	8	-0,396	2696	16	1.554	2742	15	1.169
2651	9	-0,221	2697	14	0,849	2743	16	1.554
2652	9	-0,181	2698	16	1.554	2744	16	1.554
2653	10	0	2699	12	0,357	2745	9	-0,25
2654	14	0,849	2700	8	-0,357	2746	11	0,181
2655	16	1.554	2701	11	0,181	2747	7	-0,582
2656	4	-1.554	2702	13	0,582	2748	4	-1.554
2657	8	-0,357	2703	12	0,357	2749	12	0,357
2658	12	0,357	2704	10	0	2750	16	1.554
2659	12	0,447	2705	12	0,357	2751	11	0,181

2752	14	0,849	2798	8	-0,357	2844	12	0,396
2753	10	0	2799	10	0	2845	7	-0,582
2754	4	-1.554	2800	7	-0,582	2846	15	1.169
2755	10	0	2801	7	-0,582	2847	16	1.554
2756	9	-0,181	2802	4	-1.554	2848	11	0,2
2757	4	-1.554	2803	10	0	2849	16	1.554
2758	8	-0,357	2804	12	0,357	2850	13	0,657
2759	12	0,357	2805	7	-0,657	2851	8	-0,357
2760	7	-0,582	2806	9	-0,181	2852	13	0,582
2761	10	0	2807	13	0,582	2853	8	-0,357
2762	10	0	2808	11	0,181	2854	5	-1.169
2763	15	1.169	2809	9	-0,181	2855	10	0
2764	15	1.169	2810	4	-1.554	2856	8	-0,357
2765	11	0,181	2811	7	-0,829	2857	9	-0,181
2766	9	-0,221	2812	14	0,849	2858	10	0
2767	10	0	2813	14	0,977	2859	8	-0,357
2768	9	-0,181	2814	13	0,582	2860	8	-0,357
2769	9	-0,181	2815	9	-0,181	2861	4	-1.554
2770	4	-1.554	2816	6	-0,849	2862	11	0,221
2771	4	-1.554	2817	10	0	2863	16	1.554
2772	12	0,357	2818	7	-0,582	2864	6	-0,977
2773	15	1.169	2819	8	-0,357	2865	16	1.554
2774	11	0,2	2820	14	0,849	2866	14	0,849
2775	8	-0,396	2821	10	0	2867	8	-0,396
2776	10	0	2822	16	1.554	2868	7	-0,657
2777	8	-0,357	2823	9	-0,181	2869	8	-0,357
2778	4	-1.554	2824	14	0,849	2870	16	1.554
2779	8	-0,396	2825	9	-0,181	2871	9	-0,181
2780	7	-0,582	2826	10	0	2872	10	0
2781	8	-0,357	2827	8	-0,357	2873	16	1.554
2782	9	-0,181	2828	9	-0,181	2874	9	-0,181
2783	5	-1.169	2829	8	-0,357	2875	16	1.554
2784	9	-0,181	2830	8	-0,396	2876	4	-1.554
2785	9	-0,181	2831	14	0,849	2877	13	0,582
2786	12	0,357	2832	14	0,849	2878	9	-0,181
2787	10	0	2833	16	1.554	2879	12	0,357
2788	13	0,582	2834	12	0,357	2880	8	-0,357
2789	11	0,181	2835	7	-0,582	2881	14	0,849
2790	12	0,357	2836	12	0,357	2882	12	0,357
2791	7	-0,657	2837	9	-0,181	2883	7	-0,582
2792	9	-0,181	2838	10	0	2884	11	0,2
2793	11	0,181	2839	15	1.169	2885	10	0
2794	9	-0,181	2840	14	0,849	2886	12	0,357
2795	10	0	2841	12	0,396	2887	13	0,582
2796	8	-0,357	2842	11	0,181	2888	12	0,357
2797	14	0,849	2843	15	1.169	2889	12	0,396

2890	12	0,357	2936	16	1.554	2982	12	0,357
2891	8	-0,357	2937	11	0,181	2983	7	-0,582
2892	10	0	2938	5	-1.169	2984	14	0,849
2893	9	-0,221	2939	7	-0,582	2985	16	1.554
2894	10	0	2940	13	0,582	2986	16	1.554
2895	16	1.554	2941	15	1.169	2987	10	0
2896	11	0,181	2942	7	-0,657	2988	12	0,396
2897	16	1.554	2943	13	0,582	2989	13	0,582
2898	7	-0,582	2944	4	-1.554	2990	4	-1.554
2899	9	-0,181	2945	9	-0,2	2991	4	-1.554
2900	13	0,582	2946	11	0,181	2992	4	-1.554
2901	10	0	2947	4	-1.554	2993	11	0,2
2902	10	0	2948	6	-0,977	2994	12	0,396
2903	4	-1.554	2949	12	0,357	2995	8	-0,357
2904	13	0,657	2950	15	1.169	2996	5	-1.169
2905	16	1.554	2951	15	1.169	2997	16	1.554
2906	7	-0,582	2952	8	-0,357	2998	4	-1.554
2907	8	-0,357	2953	6	-0,977	2999	12	0,357
2908	12	0,357	2954	6	-0,849	3000	11	0,181
2909	12	0,357	2955	8	-0,357	3001	6	-0,977
2910	14	0,849	2956	8	-0,357	3002	13	0,582
2911	9	-0,2	2957	16	1.554	3003	10	0
2912	12	0,357	2958	4	-1.554	3004	4	-1.554
2913	16	1.554	2959	16	1.554	3005	6	-0,849
2914	5	-1.169	2960	8	-0,357	3006	14	0,849
2915	12	0,357	2961	12	0,357	3007	10	0
2916	15	1.169	2962	6	-0,977	3008	15	1.169
2917	10	0	2963	8	-0,357	3009	4	-1.554
2918	16	1.554	2964	13	0,582	3010	12	0,357
2919	12	0,357	2965	13	0,582	3011	7	-0,582
2920	13	0,582	2966	16	1.554	3012	16	1.554
2921	12	0,357	2967	11	0,181	3013	4	-1.554
2922	10	0	2968	11	0,181	3014	9	-0,181
2923	13	0,582	2969	8	-0,357	3015	11	0,181
2924	14	0,849	2970	7	-0,657	3016	10	0
2925	10	0	2971	12	0,357	3017	9	-0,181
2926	12	0,357	2972	13	0,657	3018	16	1.554
2927	7	-0,657	2973	15	1.169	3019	4	-1.554
2928	12	0,396	2974	9	-0,181	3020	14	0,849
2929	15	1.169	2975	7	-0,582	3021	11	0,181
2930	11	0,181	2976	12	0,357	3022	10	0
2931	8	-0,357	2977	10	0	3023	13	0,582
2932	15	1.169	2978	10	0	3024	11	0,221
2933	15	1.169	2979	14	0,977	3025	11	0,181
2934	13	0,657	2980	4	-1.554	3026	12	0,357
2935	12	0,357	2981	16	1.554	3027	13	0,582

3028	8	-0,357	3074	16	1.554	3120	16	1.554
3029	4	-1.554	3075	7	-0,657	3121	12	0,396
3030	15	1.169	3076	12	0,357	3122	7	-0,657
3031	10	0	3077	10	0	3123	9	-0,181
3032	15	1.169	3078	9	-0,181	3124	10	0
3033	11	0,2	3079	12	0,357	3125	15	1.169
3034	13	0,582	3080	10	0	3126	11	0,2
3035	16	1.554	3081	13	0,657	3127	13	0,657
3036	11	0,181	3082	15	1.169	3128	8	-0,357
3037	4	-1.554	3083	5	-1.169	3129	16	1.554
3038	10	0	3084	13	0,582	3130	8	-0,357
3039	7	-0,582	3085	4	-1.554	3131	8	-0,357
3040	10	0	3086	4	-1.554	3132	16	1.554
3041	6	-0,849	3087	15	1.169	3133	12	0,357
3042	13	0,657	3088	16	1.554	3134	8	-0,357
3043	6	-0,977	3089	14	0,849	3135	8	-0,357
3044	10	0	3090	8	-0,357	3136	12	0,357
3045	15	1.169	3091	7	-0,582	3137	6	-0,849
3046	12	0,357	3092	12	0,357	3138	8	-0,492
3047	10	0	3093	4	-1.554	3139	10	0
3048	16	1.554	3094	12	0,357	3140	11	0,181
3049	4	-1.554	3095	16	1.554	3141	11	0,181
3050	10	0	3096	5	-1.169	3142	13	0,582
3051	10	0	3097	15	1.169			
3052	5	-1.169	3098	15	1.169			
3053	12	0,396	3099	15	1.169			
3054	10	0	3100	14	0,849			
3055	12	0,396	3101	8	-0,357			
3056	8	-0,396	3102	12	0,357			
3057	9	-0,2	3103	12	0,357			
3058	13	0,582	3104	16	1.554			
3059	14	0,849	3105	8	-0,357			
3060	11	0,2	3106	12	0,447			
3061	15	1.169	3107	12	0,357			
3062	14	0,849	3108	7	-0,582			
3063	13	0,582	3109	14	0,849			
3064	9	-0,181	3110	8	-0,357			
3065	15	1.169	3111	14	0,849			
3066	16	1.554	3112	15	1.169			
3067	8	-0,396	3113	12	0,357			
3068	12	0,396	3114	12	0,357			
3069	12	0,357	3115	12	0,357			
3070	9	-0,181	3116	15	1.169			
3071	15	1.169	3117	11	0,181			
3072	9	-0,181	3118	11	0,25			
3073	8	-0,447	3119	8	-0,357			

