

ANKARA ÜNİVERSİTESİ
EĞİTİM BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME ANABİLİM DALI
ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME PROGRAMI

AKADEMİK GÜDÜLENME ÖLÇEĞİ'NİN BOYUTLULUK AÇISINDAN
MADDE TEPKİ KURAMI MODELLERİNE
DAYALI OLARAK İNCELENMESİ

DOKTORA TEZİ

SEVAL KULA KARTAL

Ankara, Temmuz, 2018



ANKARA ÜNİVERSİTESİ
EĞİTİM BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME ANABİLİM DALI
ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME PROGRAMI

AKADEMİK GÜDÜLENME ÖLÇEĞİ'NİN BOYUTLULUK AÇISINDAN
MADDE TEPKİ KURAMI MODELLERİNE
DAYALI OLARAK İNCELENMESİ

DOKTORA TEZİ

SEVAL KULA KARTAL

DANIŞMAN: DR. ÖĞR. ÜYESİ ÖMER KUTLU

Ankara, Temmuz, 2018

ONAY

Eğitim Bilimleri Enstitüsü Müdürlüğü'ne

Seval Kula Kartal'ın hazırladığı "Akademik G d lenme  l eęi'nin Boyutluluk A ısından Madde Tepki Kuramı Modellerine Dayalı Olarak İncelenmesi" bařlıklı bu  alıřma j rimiz tarafından Eęitim Bilimleri Anabilim Dalı/ Eęitimde  l eme ve Deęerlendirme Programı'nda Doktora Tezi olarak kabul edilmiřtir.

İmza

Bařkan Prof. Dr. H ly  KELECİ  LU

 ye Dr.  ęr.  yesi  mer KUTLU (Danıřman)

 ye Do . Dr.  may  OKLUK B KEOęLU

 ye Prof. Dr. Nuri DOęAN

 ye Dr.  ęr.  yesi. C. Deha DOęAN

ONAY

Bu tez Ankara  niversitesi Lisans st  Eęitim- ęretim ve Sınav Y netmelięi'nin ilgili maddeleri uyarınca yukarıdaki j ri  yeleri tarafından/20.. tarihinde uygun g r lm ř ve Enstit  Y netim Kurulunca/...../20..... tarihinde kabul edilmiřtir.

Prof. Dr. İsmail G VEN

Eęitim Bilimleri Enstit  M d r 

TEZ BİLDİRİMİ

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada bana ait olmayan her türlü ifade ve bilginin kaynağına eksiksiz atıf yapıldığını bildiririm.

Seval Kula Kartal



ÖZET

AKADEMİK GÜDÜLENME ÖLÇEĞİ'NİN BOYUTLULUK AÇISINDAN MADDE TEPKİ KURAMI MODELLERİNE DAYALI OLARAK İNCELENMESİ

Kula Kartal, Seval

Doktora, Ölçme ve Değerlendirme Anabilim Dalı

Tez Danışmanı: Dr. Öğr. Üyesi Ömer Kutlu

Temmuz 2018, xiv + 140 sayfa

Bu araştırmada, Akademik Güdülenme Ölçeği maddelerinin boyutluluğunun aşamalı tepki modeli, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model, iki faktör modeli (bifactor model) ve DIMTEST'e dayalı olarak incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda, güdülenme ölçeği Ankara Üniversitesi'nde öğrenimlerini sürdüren 1858 öğrenci üzerinde uygulanmıştır. Veri matrisinin boyutluluğu modeller tarafından sağlanan madde parametre kestirimlerine, genel model veri uyumuna, madde ve birey uyum istatistiklerine dayalı olarak incelenmiştir. Karşılaştırmalar sonucunda, maddeler için kuramsal temelle en tutarlı ve en yüksek parametre kestirimlerinin iki faktör modeliyle elde edildiği görülmüştür. Monoton olmayan tek boyutlu model ve iki faktör modelinin, genel model veri uyumu açısından daha iyi sonuçlar sağladığı ortaya koyulmuştur. Madde uyum istatistiklerine göre en iyi uyumu sırasıyla iki faktör modeli, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model ve aşamalı tepki modeli sağlamıştır. İki faktör modeline dayalı olarak hesaplanan indeks değerleri ölçek maddelerinin sıralanabileceği güçlü bir genel boyutun varlığını ortaya çıkarmıştır. Ancak, çok boyutlu madde parametreleri, maddelerin hem genel boyuttaki hem de alt boyutlardaki ayırt ediciliklerinin yüksek olduğunu göstermiştir. DIMTEST'e dayalı olarak da maddelerin çok boyutluluğunu destekleyen bulgular elde edilmiştir. Analizler sonucunda elde edilen bulgulara dayalı olarak, ölçek maddelerine kuramsal ve istatistiksel açıdan en iyi uyumu iki faktör modelinin sağladığı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Sözcükler: Çok boyutlu madde tepki kuramı, İki faktör modeli, Genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model, Boyutluluk ve monotonluk varsayımı, Akademik Güdülenme Ölçeği



SUMMARY

ANALYZING ACADEMIC MOTIVATION SCALE IN TERMS OF DIMENSIONALITY BASED ON ITEM RESPONSE THEORY MODELS

Kula Kartal, Seval

Ph.D., Department of Measurement and Evaluation

Supervisor: Asst. Prof. Dr. Ömer Kutlu

July 2018, xiv + 140 pages

In this study, it is aimed to investigate dimensionality of Academic Motivation Scale items by depending on graded response model, generalized graded unfolding model, bifactor model and DIMTEST. Within the scope of this aim, the motivation scale was implemented on 1858 students who are studying at Ankara University. The fit of data matrix to dimensionality assumption is examined based on the item parameter estimations, general model data fit statistics, item and person fit statistics which are produced by the models. As result of the comparisons made among the models, it is found out that bifactor model provides the most consistent results with the theoretical foundation underlying the items and produces highest parameters for the items. It is revealed that generalized graded unfolding model and bifactor model enable better results than graded response model with regard to general model data fit. In terms of item fit statistics, the models that provides the best fit are bifactor model, generalized graded unfolding model and graded response model respectively. The index values obtained based on bifactor model also bring out the existence of a strong general dimension on which scale items can be ordered. However, multidimensional item parameters show that items have high discrimination parameters not only on the general factor but also on the group factors. The results of DIMTEST analysis also support that scale items are multidimensional. Based on the results of the analysis, it is concluded that bifactor model statistically and theoretically provides the best fit to the scale items.

Keywords: Multidimensional item response theory, Bifactor model, Generalized graded unfolding model, Dimensionality and monotonicity assumptions, Academic Motivation Scale



ÖNSÖZ

Boyutluluk ve monoton yanıt eğrileri varsayımı hem klasik hem de modern test kuramının temelinde yer alan varsayımlardır. Ölçme aracı maddelerinin ve ölçme modellerinin bu varsayımları karşılama derecesi elde edilen ölçme sonuçlarının geçerliğini ve güvenilirliğini etkilemektedir. Bu nedenle, test kuramlarının temelini oluşturan varsayımların gelişmiş ölçme modellerinden elde edilen bulgulara dayalı olarak kontrol edilmesi gerekmektedir.

Bu araştırmada, madde-yanıt matrisinin boyutluluğu tek ve çok boyutlu madde tepki kuramı modellerine dayalı olarak incelenmiştir. Araştırmada elde edilen bulguların ve izlenen süreçlerin, boyutluluğun madde tepki kuramına dayalı olarak incelenmesi konusunda araştırmacılara ve uygulayıcılara yol gösterici olmasını ümit ederim.

Bu araştırmanın yapılması birçok kişinin desteğiyle olmuştur. Öncelikle, doktora sürecimde benimle sevgisini, bilgi ve deneyimlerini paylaşan, her konuda ve her zaman bir baba gibi destek olan, danışmanım olduğu için onur duyduğum, akademik duruşu ve insani değerleriyle ömrüm boyunca örnek alacağım değerli danışmanım Dr. Öğr. Üyesi Ömer Kutlu'ya ne kadar teşekkür etsem az olur.

Zorlu geçebilecek yurtdışı deneyimimi güler yüzü ve anlayışıyla kolaylaştıran, önerileriyle araştırmama büyük katkı sağlayan, bilgi ve deneyimleriyle beni geliştiren Prof. Dr. Cindy M. Walker'a çok teşekkür ederim.

Tez izleme komitesinde yer alan ve görüşleriyle araştırmamı geliştiren değerli hocalarım Prof. Dr. Hülya Kelecioğlu ve Doç. Dr. Ömay Çokluk Bökeoğlu'na, jüri üyeleri Prof. Dr. Nuri Doğan ve Dr. Öğr. Üyesi C. Deha Doğan'a, lisansüstü eğitimim boyunca kendilerinden değerli bilgiler edindiğim Ankara Üniversitesi Ölçme ve Değerlendirme Anabilim Dalının tüm öğretim üyelerine teşekkür ederim.

Doktora öğrenimim boyunca hem yurtiçi hem de yurtdışı burs olanağı sağlayan Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu (TÜBİTAK)'na teşekkür ederim.

Ders sürelerinden bana zaman ayırarak bu araştırmanın verisini elde etmek için uygulama yapmama izin veren Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri, Siyasal Bilgiler,

İletişim, Hukuk, Diş Hekimliği, Veteriner ve Mühendislik Fakültelerinin hocalarına ve öğrencilerine teşekkür ederim.

Sevgileriyle hep yanımda olan, desteklerini hiç bir zaman esirgemeyen, varlıklarıyla bana neşe veren ve yaşamımı güzelleştiren arkadaşlarım Kaya Nur Çalışır Gövenç, Kader Karadeniz Akdoğan, Tutku Koçak Edis, Ezgi Mor Dirlik, Özge Altıntaş, H. Özlem Anadol ve Neslihan Tuğçe Özyeter'e teşekkür ederim. Hepsisi her zaman kalbimin en güzel yerinde ve anılarımda olacaklar.

Bugünlere gelmemi sağlayan, çoğu zaman kendilerinden fedakarlık edip beni okutan, dünyanın neresine gidersem gideyim sevgilerini hep kalbimde hissettiğim annem ve babam Melahat-Yakup Kula'ya çok teşekkür ederim.

Yaşamım boyunca kendimi hiç bir zaman yalnız hissettirmeyen ve bana dünyanın en tatlı yeğenlerini veren ablalarım Zeynep Çetindere ve Zuhal Yaylacı'ya ne kadar teşekkür etsem az olur.

Bana birini kendinden daha çok sevmeyi öğreten, benimle olmak için hep büyük fedakarlıklar yapan, her koşulda ve her zaman yanımda olan hem en iyi arkadaşım hem de eşim Zeki Kartal'a teşekkür ederim.

Seval Kula Kartal

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ONAY	ii
TEZ BİLDİRİMİ	iii
ÖZET	iv
SUMMARY	vi
ÖNSÖZ	viii
İÇİNDEKİLER	x
ÇİZELGELER DİZİNİ	xii
ŞEKİLLER DİZİNİ	xiv
BÖLÜM 1	1
GİRİŞ	1
Problem Durumu	1
Amaç	11
Önem	12
Sınırlılıklar	13
Kısaltmalar	14
BÖLÜM 2	15
KURAMSAL ÇERÇEVE	15
Ölçme Kuramları	15
Madde Tepki Kuramı Modelleri	17
Madde Tepki Kuramı'nın Varsayımları	19
Monotonluk Varsayımı	20
Boyutluluk Varsayımı	23
Çok Boyutlu Madde Tepki Kuramı	27
Aşamalı Tepki Modeli	32
Genelleştirilmiş Aşamalı Monoton Olmayan Model	34
İki Faktör Modeli	37
DIMTEST Boyutluluk Analizi	41
Güdülenme ve Güdülenme Kuramları	43
Öz Belirleme Kuramı	46

BÖLÜM 3	48
YÖNTEM	48
Araştırmanın Modeli	48
Çalışma Grubu	48
Veri Toplama Araçları	50
Akademik Güdülenme Ölçeği	50
Verilerin Çözümlemesi	50
Akademik Güdülenme Ölçeği'nin Geçerlik ve Güvenirliğinin İncelenmesi	50
Madde Tepki Kuramı Modellerine Dayalı Kestirimlerin Yapılması	56
Genel Model Veri Uyumunun İncelenmesi	57
Madde Düzeyinde Model Veri Uyumunun İncelenmesi	58
Birey Düzeyinde Model Veri Uyumunun İncelenmesi	59
İki Faktör Modeline Dayalı Olarak İndeks Değerlerinin Hesaplanması	61
DIMTEST Analizinin Yapılması	64
BÖLÜM 4	66
BULGULAR ve YORUM	66
Madde Parametrelerine İlişkin Bulgular	66
Genel Model Veri Uyumuna İlişkin Bulgular	91
Madde Düzeyinde Model Veri Uyumuna İlişkin Bulgular	93
Birey Düzeyinde Model Veri Uyumuna İlişkin Bulgular	113
İki Faktör Modeli ile Kestirilen İndeks Değerlerine İlişkin Bulgular	116
DIMTEST Analizine İlişkin Bulgular	119
BÖLÜM 5	121
SONUÇ VE ÖNERİLER	121
Sonuçlar	121
Öneriler	123
KAYNAKLAR	126
EKLER	139
ÖZGEÇMİŞ	140

ÇİZELGELER DİZİNİ

<u>Çizelge</u>	<u>Sayfa</u>
1. Çalışma Grubunun Fakülte, Bölüm, Sınıf Düzeyi ve Cinsiyete Göre Dağılımı	48
2. Bir, Üç ve Yedi Faktörlü Modeller için Hesaplanan Uyum İstatistikleri	54
3. Akademik Güdülenme Ölçeği Maddeleri için Kestirilen Madde Parametreleri	66
4. İki Faktör Modeli ile Kestirilen Madde Parametreleri	75
5. İki Faktör Modeli ile Kestirilen Çok Boyutlu Madde Parametreleri	77
6. İki Faktör Modeli ile Kestirilen Yönsel Ayırt Edicilik Parametreleri	79
7. Modeller İçin Elde Edilen Genel Model Veri Uyum İstatistikleri	91
8. Bilmeye Yönelik İçsel Güdülenme Maddeleri İçin χ^2 /sd Ortalaması ve Standart Sapması	93
9. Başarıya Yönelik İçsel Güdülenme Maddeleri İçin χ^2 /sd Ortalaması ve Standart Sapması	95
10. Uyarım Yaşamaya Yönelik İçsel Güdülenme Maddeleri İçin χ^2 /sd Ortalaması ve Standart Sapması	96
11. Belirlenmiş Dışsal Güdülenme Maddeleri İçin χ^2 /sd Ortalaması ve Standart Sapması	97
12. İçe Yansıyan Dışsal Güdülenme Maddeleri İçin χ^2 /sd Ortalaması ve Standart Sapması	98
13. Dışsal Düzenleme Dışsal Güdülenme Maddeleri İçin χ^2 /sd Ortalaması ve Standart Sapması	99
14. Güdülenememe Maddeleri İçin χ^2 /sd Ortalaması ve Standart Sapması	100
15. Tüm Alt Boyutlar için χ^2 /sd Ortalaması ve Standart Sapması	101
16. Akademik Güdülenme Ölçeği'nin Bütününde Kestirilen χ^2 /sd Ortalaması ve Standart Sapması	102
17. Genelleştirilmiş Aşamalı Monoton Olmayan Model ve İki Faktör Modeli için Kestirilen S- χ^2 Madde Uyum İstatistikleri	111
18. Modeller İçin Kestirilen Birey Uyum İstatistikleri	113

19.	İki Faktör Modeline Dayalı Olarak Kestirilen İndeks Değerleri	116
20.	DIMTEST T-İstatistikleri ve Anlamlılık Değerleri	119



ŞEKİLLER DİZİNİ

<u>Şekil</u>	<u>Sayfa</u>
1. Monoton Madde Karakteristik Eğrisi	21
2. Monoton Olmayan Madde Karakteristik Eğrisi.....	22
3. Basit ve Karmaşık Test Yapıları	26
4. Basit ve Karmaşık Test Yapıları	26
5. Tek ve Çok Boyutlu Modeller	39
6. Maddelerin Ayırt Edicilik ve Yer Parametrelerine Göre Dağılımı.....	72
7. 16 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği	83
8. 13 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği	84
9. 25 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği	85
10. 24 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği	86
11. 28 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği	87
12. 22 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği	88
13. 19 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği	89
14. 2 Numaralı Maddenin Uyum Grafikleri	103
15. 17 Numaralı Maddenin Uyum Grafikleri	105
16. 26 Numaralı Maddenin Uyum Grafikleri	107
17. 23 Numaralı Madde için Elde Edilen Madde Karakteristik Eğrisi.....	110

BÖLÜM 1

GİRİŞ

Bu bölümde problem durumuna, araştırmanın amacına, amaca bağlı olarak yanıt aranacak alt problemlere, araştırmanın önemine ve sınırlılıklarına yer verilmiştir.

Problem Durumu

Eğitimde ve psikolojide yapılan ölçmelerde bireylerin doğrudan gözlenemeyen örtük özellikleriyle ilgilenilmektedir. Ölçmelerin temel amacı, bireylerin söz konusu örtük özelliklere sahip olma düzeylerini belirlemektir. Ölçme, bireylere örtük özellikler bakımından değer atfetmeye ek olarak örtük bir değişkenin doğasının anlaşılmasına çalışıldığı bir süreçtir. Çoğu durumda örtük değişkenin doğrudan gözlenmesi mümkün olmadığından, örtük değişken hakkındaki çıkarımlar göstergeler yoluyla yapılabilmektedir. Bu göstergelerin nasıl olacağını örtük özelliğin işevuruk tanımları belirlemektedir. İşevuruk tanımlar doğrultusunda psikolojik testler geliştirilmekte ve bu testler aracılığıyla bireyler örtük özelliklere sahip olma düzeyleri açısından gözlenmektedir. Ölçme sürecinde, bireylere ilişkin yapılan gözlemler ile örtük özellik arasında matematiksel modellere dayalı olarak bir ilişki kurulmaktadır. Matematiksel modeller, kuramsal temeli açıklamada, ilgilenilen örtük özelliğe değer atfetmede ve sonuçların yorumlanmasında bir çerçeve sağlamaktadır (Lord, 1980; Baker, 2001; Ostini ve Nering, 2006; Reckase, 2009; Arık ve Kutlu, 2013).

Eğitim ve psikolojide kullanılan en temel matematiksel modeller Klasik Test Kuramı (KTK) ve Madde Tepki Kuramı (MTK) çerçevesinde ve bazı varsayımlara dayalı olarak geliştirilmiştir. Bu varsayımlarından biri ölçme araçlarından elde edilen madde yanıt matrisinin boyutluluğuna ilişkindir (Tate, 2002; Reckase, 2009; De Ayala, 2009). Reckase (1990) boyutluluğu istatistiksel ve psikolojik boyutluluk olmak üzere birbirinden ayırmaktadır. Psikolojik boyutluluk, bireyin bir testte başarılı bir performans göstermesi için gereksinim duyduğu psikolojik yapıların sayısına işaret etmektedir. Örneğin, sözel bir problem durumuna dayanan aritmetik problemi, hem sayısal hem de sözel akıl yürütme becerilerine sahip olmayı gerektirmektedir. İstatistiksel boyutluluk

ise madde-yanıt matrisini özetlemek için gereken minimum örtük değişken sayısına işaret etmektedir. Veri matrisinde bireyler ile maddeler arasındaki etkileşimi betimlemek için gerekli olan boyutluluğu göstermektedir. Çoğu MTK modelinde, boyutluluk sayılıısıyla birlikte bireyin sahip olduğu örtük özellik düzeyi arttıkça, maddedeki doğru yanıt olasılığının da arttığı varsayılmaktadır. Bu sayılılı monoton yanıt sayılılı olarak adlandırılmaktadır. Monoton yanıt eğrisi sayılılına dayanan bir MTK modeli, bireylerin boyutlarda ulaştığı düzeylerin artmasıyla maddeyi doğru yanıtlama olasılığının da arttığı model anlamına gelmektedir (Reckase, 2009; De Ayala, 2009).

Test uygulamalarının temel amaçlarından biri bireylerin test ile ölçülen örtük özelliğe sahip olma düzeylerine ilişkin çıkarımda bulunmaktır (Lord, 1980; DeMars, 2010). Böyle bir çıkarımın yapılabilmesi için bireyin sahip olduğu örtük özellik düzeyi ile maddedeki yanıtları arasındaki etkileşimin uygun ölçme modellerine dayalı olarak incelenmesi gerekmektedir. Farklı modellerle ve test koşullarıyla boyutluluğun incelendiği yöntemler sonuçların doğruluğu üzerinde belirleyici olmaktadır (Yavuz ve Doğan, 2015). Tay ve Drasgow (2012)'a göre ölçme modelleri örtük özelliğin doğasına uygun olmadığında, ölçme aracının boyutluluğuna ilişkin çelişkili çıkarımlar yapılmaktadır. Boyutluluğu açısından çelişkili bulguların elde edildiği ölçme araçlarından biri bu araştırmanın odak noktası olan Akademik Güdülenme Ölçeği (AGÖ)'dir.

Akademik Güdülenme Ölçeği maddeleri, kuramsal çerçeve içerisinde daha geniş ele alınmış olan Öz Belirleme Kuramı (ÖBK)'na dayalı olarak geliştirilmiştir. ÖBK'da güdülenme, yetkinlik, özerklik ve ilişki ihtiyaçları temelinde tanımlanmaktadır. Kuramda, belirlenen bu ihtiyaçlara dayalı olarak içsel ve dışsal güdülenme gibi farklı güdülenme türlerinden bahsedilmektedir. Bu güdülenme türleri, içsel güdülenme, dışsal güdülenme ve güdülenememe boyutlarıyla ilişkili olarak oluşturulmuş alt boyutlara karşılık gelmektedir (Ryan ve Deci, 2000a; 2000b). ÖBK'da tanımlanan bu boyutların tek boyutlu bir süreklilik üzerinde, en negatif uç olan güdülenememeden, en pozitif uç olan içsel güdülenmeye doğru sıralandığı kabul edilmektedir. Tek boyutlu süreklilik üzerinde negatif ucun (güdülenememe) en düşük özerklik düzeyine karşılık geldiği, pozitif uca (içsel güdülenme türleri) doğru gidildikçe sahip olunan özerklik düzeyinin arttığı ifade edilmektedir. Dolayısıyla kuramda farklı güdülenme türlerinin ve bunları ölçen maddelerin negatif uçtan pozitif uca doğru sıralanabileceği tek boyutlu bir özerklik

sürekliliğinin olduğu öne sürülmektedir (Ryan ve Deci, 2000a; Ryan, Rigby ve Przybylski, 2006).

Akademik bağlamda güdülenme yaygın olarak ÖBK temelinde ele alınmaktadır (Opdenakker, Maulana ve Den Brok, 2011). Yapılan çalışmalar akademik güdülenmenin öğrenci başarısını arttırdığını göstermektedir (Pintrich ve De Groot, 1990; Gottfried, 1990; akt. Lai, 2011; Grolnick, Ryan ve Deci, 1991; Lepper, Corpus ve Iyengar, 2005; Kusurkar, Cate, Vos, Westers ve Croiset, 2012). Öğrenci başarısı üzerindeki olumlu etkisi, akademik güdülenmeyi öğretim sürecinde göz önünde bulundurulması ve ölçülmesi gereken önemli bir duyuşsal özellik haline getirmiştir. Bu durum öğrencilerin akademik güdülenme düzeylerinin geçerli ve güvenilir ölçme araçlarıyla ölçülmesinin ve uygun biçimde puanlanmasının önemini arttırmıştır. Akademik güdülenme üzerinde yapılan çalışmalar incelendiğinde, AGÖ'nün bu örtük özelliğin ölçülmesi amacıyla sıklıkla kullanıldığı, farklı kültürlerde, farklı örneklem grupları üzerinde ve farklı bağlamlarda geçerliğinin incelendiği görülmektedir (Vallerand ve diğerleri, 1993; Chemolli ve Gagne, 2014; Howard, Gagne ve Bureau, 2017).

Akademik Güdülenme Ölçeği, Vallerand ve diğerleri (1992) tarafından Fransızca olarak geliştirilen bir ölçektir. Biri güdülenememe, üçü dışsal güdülenme ve üçü içsel güdülenmeyle ilişkili olmak üzere her biri dört madde içeren yedi alt boyuttan oluşmaktadır. Ölçekte akademik güdülenme, davranışın nedenlerine dayalı olarak tanımlanmakta ve ölçek maddeleri farklı güdülenme türlerini yansıtmaktadır. AGÖ üzerinde yapılan çalışmalarda yanıt matrisinin boyutluluğu, Pearson korelasyon katsayılarına, faktör analizine ve MTK çerçevesinde geliştirilen farklı boyutluluk yöntemlerine dayalı olarak incelenmiştir. Bu incelemeler sonucunda boyutluluğa ilişkin çelişkili bulgular elde edilmiştir (Vallerand ve diğerleri, 1992; Miller, 2007; Gagne ve Chemolli, 2014). Bu bölümün devamında, kullanılan boyutluluk yöntemi temelinde bir sıralama yapılarak ilgili araştırmaların Akademik Güdülenme Ölçeği maddelerinin boyutluluğuna ilişkin ulaştığı bulgulara yer verilmektedir.

Öz Belirleme Kuramı'nda öne sürüldüğü gibi AGÖ maddelerinin, düşük özerklik düzeyinden yüksek özerklik düzeyine doğru giden tek boyutlu bir süreklilik üzerinde sıralanabileceği hipotezi ilk olarak Ryan ve Connell (1989) tarafından incelenmiştir. Araştırmacılar, güdülenme türleri arasında elde edilen korelasyonların

örüntüsü nedeniyle farklı güdülenme türlerinin tek bir boyut üzerinde sıralandığını düşünmektedir. Araştırmacılar tarafından, korelasyonların örüntüsüne ilişkin bir örnek olarak dışsal düzenleme boyutunun, içe atma boyutu ile içsel güdülenme boyutuyla olduğundan daha yüksek pozitif ilişkiye sahip olması gösterilmiştir. Boyutların süreklilik üzerindeki yerlerine uygun ilişki örüntüleri göstermesi, araştırmacılar tarafından tek boyutlu özerklik sürekliliğinin varlığına kanıt olarak sunulmuştur.

Vallerand ve diğerleri (1993) tarafından yapılan çalışmada da AGÖ'nün alt boyutları arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Bu araştırmanın sonucunda, içsel güdülenmeyi ölçen üç alt boyut arasında yüksek düzeyde anlamlı ilişkiler elde edilmiştir. Araştırmacılara göre korelasyonların yüksek olması bu boyutların benzer ancak farklı yapıları ölçtüklerini göstermektedir. Ayrıca, süreklilik üzerinde art arda gelen alt boyutlar arasında yüksek ilişkiler olduğu, birbirine uzak boyutlar arasındaki ilişkilerin düşük olduğu görülmüştür. Çalışmada, alt boyutlar arasında beklenen ilişki örüntüsünden bazı sapmalar gözlemlendiğinden, ilişkiler arasında elde edilen örüntülerin tek boyutlu özerklik sürekliliğinin varlığını kısmen desteklediği belirtilmektedir.

Alt boyutlar arasındaki ilişki örüntüsünün incelendiği bir başka çalışma Cokley (2000; akt. Fairchild, Horst, Finney ve Barron, 2005) tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada da, AGÖ'nün alt boyutları arasındaki ilişkilerin tek boyutlu bir sürekliliğin varlığını kısmen desteklediği görülmüştür. Fairchild, Horst, Finney ve Barron (2005)'in çalışmasında da alt boyutlar arasındaki ilişki örüntüleri incelenmiş ve tek boyutlu süreklilik varsayımının kısmen desteklendiği görülmüştür.

Howard, Gagne ve Bureau (2017) tarafından yürütülen meta-analiz çalışmasında, tek boyutlu özerklik varsayımı alt boyutlar arasındaki ilişki örüntülerine dayalı olarak incelenmiştir. Öz Belirleme Kuramına dayalı olarak geliştirilmiş ve farklı örneklem grupları üzerinde geçerliği incelenmiş 13 farklı güdülenme ölçeğini kullanan, tanımlanan diğer ölçütleri de karşılayan toplam 486 araştırma meta-analiz çalışmasına dahil edilmiştir. Bu çalışmalarda toplamda 205.000 kişiden elde edilen yanıtlara dayalı olarak hesaplanan 4111 korelasyon katsayısı incelenmiştir. Araştırmanın sonucunda, farklı güdülenme türlerini ölçen alt boyut puanları arasındaki ilişkilerin tek boyutlu özerklik sürekliliğini desteklediği bulunmuştur.

Madde-yanıt matrisinin boyutluluğunun, ilişki örüntülerine dayalı olarak incelendiği çalışmaların yanında, doğrulayıcı faktör analiziyle incelendiği çalışmalar da

bulunmaktadır. Örneğin, Vallerand ve diğerleri (1992) tarafından AGÖ'nün Fransızca formu için elde edilen yedi faktörlü yapının, İngilizce'ye uyarlanmış ölçek için uyumu doğrulayıcı faktör analiziyle incelenmiştir. Doğrulayıcı faktör analizi sonucunda, hata varyansları modele dahil edildikten sonra yedi faktörlü yapı için kabul edilebilir uyum istatistikleri elde edilmiştir. Fairchild, Horst, Finney ve Barron (2005)'un çalışmasında üç, beş ve yedi faktörlü yapıların uyum istatistikleri incelenmiştir. Çalışmada üç ve beş faktörlü modeller kötü uyum gösterirken, yedi faktörlü model için iyi uyum istatistikleri elde edilmiştir. Cokley, Bernard, Cunningham ve Motoike (2001; akt. Miller, 2007) tarafından yapılan çalışmada doğrulayıcı faktör analizi sonucunda bir, iki, üç ve beş faktörlü modellere göre yedi faktörlü model için daha iyi uyum istatistikleri elde edilmiştir.

Chemolli ve Gagne (2014) tarafından yapılan çalışmada İşe Yönelik Güdülenme Ölçeği ve AGÖ üzerinde tek boyutlu özerklik sürekliliğinin varlığı incelenmiştir. Bu amaç doğrultusunda araştırmada tek boyutlu çoklu puanlanan MTK modellerinden kısmi puan modeli kullanılmıştır. AGÖ maddelerinin kısmi puan modeliyle analiz edilmesi sonucunda elde edilen artıklar üzerinde faktör analizi yapılmıştır. Analiz sonuçları artıklar arasındaki ilişkilerin tek boyut ile açıklanamayacağına, ölçeğin en az iki faktörlü olduğuna işaret etmiştir. Bu bulguya dayanarak, araştırmacılar farklı güdülenme türlerini ölçen maddelerin sıralanabileceği tek boyutlu bir özerklik sürekliliğinden bahsedilemeyeceği, bireyler için tek bir toplam puan hesaplamak yerine alt boyutlarda toplam puanların hesaplanması gerektiği ve güdülenmenin tek boyutlu bir süreklilik biçiminde tanımlanmasının doğru olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Akademik Güdülenme Ölçeği'ni Türkçe'ye uyarlama çalışmalarından biri Karagüven (2012) tarafından yapılmıştır. Çalışmada, açıklayıcı faktör analizi sonucunda tek boyut ile açıklanan varyansın yüksek olmasına dayanarak ölçeğin tek boyutlu kullanılabileceği ifade edilmektedir. Doğrulayıcı faktör analizi ile sadece yedi faktörlü model analiz edilmiş ve bu model için iyi uyum istatistikleri elde edilmiştir. Boyutlar arasındaki ilişkiler ise tek boyutlu özerklik sürekliliğinin varlığını kısmen desteklemektedir. Yurt ve Bozer (2015) tarafından yapılan uyarlama çalışmasında da yedi faktörlü model için kabul edilebilir uyum değerleri elde edilmiştir.

AGÖ'nün alt boyutları arasındaki ilişki örüntülerinin tek boyutluluğu, faktör analizlerinin ise çok boyutluluğu destekleyen bulgular sağlamış olması araştırmacıları

hem tek hem de çok boyutluluğu modellemeye izin veren iki faktör modeli (İFM-bifactor model)'ne yönlendirmiştir. İFM'ye ilişkin daha ayrıntılı bilgi kuramsel çerçeve içerisinde verilmektedir. Gunnell ve Gaudreau (2015) tarafından, Öz Belirleme Kuramına dayalı ancak AGÖ'den farklı bir güdülenme ölçeği kullanılarak yapılan çalışmada, güdülenme ölçeğinin İFM'ye uygunluğu faktör analizi çerçevesinde incelenmiştir. Çalışmada, tek boyutlu özerklik sürekliliğinin genel faktör olarak varlığına, ölçüt değişkenlerle ilişkilerin incelenmesinde grup faktörlerin katkısına ilişkin kanıtların elde edilmesi amaçlanmıştır. Araştırmanın sonucunda, İFM için iyi uyum değerleri elde edilmiştir. Tüm maddeler ait oldukları grup faktörlerde 0.33'ün, genel güdülenme faktöründe 0.32'nin üzerinde yük vermiştir. Araştırma bulguları, tek boyutlu özerklik sürekliliğinin genel faktör olarak varlığını desteklemektedir. Ayrıca, genel ve grup faktörlerin hedefe yönelme ve fiziksel etkinlik değişkenleri ile ilişkilerinin farklılaştığı da görülmüştür. Araştırmacılar bu bulgunun, genel ve grup faktörlerinin birlikte modellenmesinin önemini desteklediğini ifade etmektedir.

Öz Belirleme Kuramına dayalı ancak AGÖ'den farklı bir güdülenme ölçeği kullanılan bir diğer çalışma Howard, Gagne, Morin ve Forest (2016) tarafından yapılmıştır. Araştırmada, İşe Yönelik Güdülenme Ölçeği maddelerinden elde edilen veri matrisinin açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör modelleri ile açıklayıcı ve doğrulayıcı iki faktör modellerine uyumu karşılaştırılmıştır. Araştırmanın sonucunda, açıklayıcı iki faktör modeli için en iyi uyum değerleri elde edilmiştir. Ayrıca, açıklayıcı iki faktör modeli ile maddeler için elde edilen faktör yükleri de ÖBK'daki kuramsal yapıyla tutarlılık göstermiştir. Maddeler için genel faktörde kestirilen yükler incelendiğinde, güdülenememe boyutunda yer alan maddelerin negatif, dışsal güdülenmeyi ölçen maddelerin pozitif orta düzey ve içsel güdülenmeyi ölçen maddelerin yüksek düzeyde pozitif faktör yüklerine sahip olduğu görülmüştür. Araştırmacılar, maddeler için genel faktörde elde edilen bu örüntülerin, maddelerin sıralanabileceği tek boyutlu özerklik sürekliliğinin varlığına işaret ettiğini ifade etmektedir. Ayrıca, araştırma kapsamında hem genel hem de grup faktörlerin, çeşitli değişkenlerle ilişkileri incelenmiş ve grup faktörler modele dahil edildiğinde açıklanan varyansa katkı sağladıkları ortaya konulmuştur.

Litalien, Morin, Gagne, Vallerand, Losier ve Ryan (2017) tarafından AGÖ maddelerine verilen yanıtlardan elde edilen veri matrisinin iki faktör modellemesine

uygunluğu incelenmiştir. Bu amaç doğrultusunda açımlayıcı ve doğrulayıcı faktör modelleri ile açımlayıcı ve doğrulayıcı iki faktör modellerinin uyumu karşılaştırılmıştır. Araştırmanın sonucunda, açımlayıcı iki faktör modeli için en iyi uyum değerleri elde edilmiştir. Bu model ile maddeler için genel faktörde kestirilen faktör yükleri, ÖBK’da öne sürülen farklı güdülenme türlerini ölçen maddelerin tek boyutlu özerklik sürekliliği üzerinde sıralanabileceği varsayımını desteklemiştir. İçsel güdülenmeyi ölçen ölçek maddelerinin genel faktör yükleri 0.83 ve 0.47 arasında, dışsal güdülenmeyi ölçen maddelerin genel faktör yükleri 0.37 ve 0.49 arasında, son olarak güdülenememeyi ölçen maddelerin genel faktör yükleri ise -0.31 ve -0.40 arasında değişmiştir.

AGÖ’ye verilen yanıtlardan elde edilen veri matrisinin boyutluluğunun, Madde Tepki Kuramı çerçevesinde incelendiği bir çalışma bulunmaktadır. Miller (2007) tarafından yapılan çalışmada, ölçekte yer alan 28 maddeden 18’inin tek boyutlu ve monotonluk varsayımında bulunmayan MTK modeline iyi uyum sağladığı bulunmuştur. Araştırmada, tek boyutlu monoton olmayan MTK modeli için elde edilen uyum istatistiklerinin yeterli olduğu sonucuna varılmıştır. Monotonluk varsayımında bulunmayan model ile elde edilen bu bulgu, tek boyutlu örtük sürekliliğin varlığını desteklemektedir.

AGÖ üzerinde monoton olmayan modelin kullanıldığı yalnızca bir çalışma bulunmaktadır. Ancak, farklı duyuşsal özellikleri ölçen testler üzerinde monoton olmayan modellerin kullanıldığı çalışmalar, monoton olmayan modellerin duyuşsal özellikleri ölçen test maddelerinde daha iyi model veri uyumu sağladığını göstermektedir. Örneğin, Chernyshenko, Stark, Chan, Drasgow ve Williams (2001) tarafından kişiliği ölçmeyi hedefleyen tipik performans maddelerinde monoton MTK modellerine dayalı olarak kestirimler yapılmıştır. Ancak, bu araştırmada hiçbir monoton MTK modelinin veriye iyi uyum sağlamadığı bulunmuştur. Ayrıca, ki-kare uyum istatistiklerinin bilişsel özelliği ölçen aynı uzunluktaki testlerde elde edilen değerlerden daha büyük olduğu görülmüştür. Bu duruma açıklama getirmek amacıyla araştırmacılar madde karakteristik eğrilerinin şeklini incelemeyi sağlayan ve parametrik olmayan bir MTK modeli kullanarak kestirim yapmışlardır. Bu modele dayalı kestirimler, iki farklı kişilik testinde yer alan bazı maddelerin monotonluk varsayımını karşılamadığını göstermiştir. Chernyshenko (2002) tarafından kişilik maddeleri üzerinde yapılan farklı bir çalışmada, bu araştırmanın kuramsal çerçeve bölümünde daha fazla bilgi verilmiş

olan genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model (GAMOM) ve üç parametrelili lojistik model karşılaştırılmış ve monoton olmayan modelin daha iyi model veri uyumu sağladığı bulunmuştur. Meijer ve Baneke (2004) tarafından MMPI kişilik ölçeği üzerinde yapılan çalışmada monoton olmayan madde karakteristik eğrilerine sahip maddelerin olduğu belirlenmiştir.

Chernyshenko, Stark, Drasgow ve Roberts (2007) tarafından yapılan çalışmada monoton ve monoton olmayan MTK modellerine dayalı olarak kişilik ölçeği geliştirilmiştir. İki parametrelili lojistik modele ve GAMOM'a dayalı olarak elde edilen madde parametreleri temelinde ayırt ediciliği en yüksek olan maddeler seçilmiştir. Araştırmada, iki parametrelili modele göre ayırt ediciliği düşük olan maddelerin karakteristik eğrileri incelendiğinde, bu maddeler için monoton olmayan madde karakteristik eğrilerinin elde edildiği bulunmuştur. Bu maddelerin monoton olmayan modele dayalı olarak kestirilen ayırt edicilik parametrelerinin yüksek olduğu ortaya konulmuştur.

Broadfoot (2008) tarafından kişilik ölçeği kullanılarak yapılan bir diğer çalışmada, genelleştirilmiş kısmi puan modeli ve aşamalı monoton olmayan modelin uyumu karşılaştırılmıştır. Araştırmanın sonucunda, beş alt boyut içeren ölçeğin dört alt boyutunda monoton olmayan modelin, genelleştirilmiş kısmi puan modeline göre madde düzeyinde daha iyi uyum sağladığı görülmüştür. Çalışmada, madde düzeyinde monotonluk varsayımına uygunluğun incelenmesi ve monoton olmayan karakteristik eğrilerinin elde edildiği maddelerin GAMOM'a dayalı olarak modellenmesi önerilmektedir.

Sgammato (2009) tarafından yapılan çalışmada bireylerin çalışma koşullarına ilişkin beşli Likert tipinde geliştirilmiş ölçek maddeleri üzerinde monotonluk varsayımına dayanan MTK modelleri (kısmi puan modeli ve genelleştirilmiş kısmi puan modeli) ve GAMOM karşılaştırılmıştır. Araştırmanın sonucunda, modellerin maddeleri ayırt edicilik parametrelerine göre benzer biçimde sıraladıkları görülmüştür. Ayrıca, monoton modellere göre GAMOM'un ölçek düzeyinde çok daha iyi model veri uyumu sağladığı bulunmuştur.

Cao, Drasgow ve Cho (2015), Ling, Zhang, Locke, Li ve Li (2016) kişilik ölçekleri üzerinde yürüttükleri çalışmalarda GAMOM, iki parametrelili lojistik model ve genelleştirilmiş kısmi puan modelini model veri uyumu açısından karşılaştırmışlardır.

Her iki çalışmada, GAMOM'un daha iyi model veri uyumu sağladığı bulunmuştur. Kişilik ölçekleri üzerindeki çalışmalara ek olarak, yapılan çalışmalar mesleki ilgi, tercih ve tutum ölçümlerinde monoton olmayan madde karakteristik eğrilerine sahip maddelerin olduğunu ortaya koymaktadır (Tay, Drasgow, Rounds ve Williams, 2009; Carter ve Dalal, 2010).

Farklı duyuşsal özellikleri ölçen testler üzerinde monoton olmayan modellerin kullanıldığı çalışmalar boyutluluk açısından da önemli bulgular sağlamıştır. Örneğin, Van Schuur ve Kiers (1994) çalışmasında, monotonluk varsayımını karşılamayan bir veriye dayalı olarak monoton ve monoton olmayan ölçme modelleriyle oluşturulan korelasyon matrislerinin farklılaştığını göstermiştir. Araştırmacılar, korelasyon matrislerinde gözlenen bu farklılığın, veri matrisinin boyutluluğuna ilişkin bulguları etkilediğini, çoğu zaman gerçekte tek boyutluluğu sağlayan veri matrisleri için monotonluk varsayımının etkisiyle çok boyutlu bulgular elde edildiğini ifade etmektedir. Benzer şekilde, Spector, Katwyk, Brannick ve Chen (1997) tarafından yapılan çalışmada da gerçekte tek boyutlu olan yapılar için monotonluk varsayımında bulunan analizlere dayalı olarak çok boyutlu sonuçlar elde edilebileceği ifade edilmektedir.

Tay ve Drasgow (2012) çalışmalarında, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan modele dayalı olarak üretilen veri üzerinde, monoton yanıt varsayımında bulunan temel bileşenler analizini kullanarak monotonluk varsayımının boyutluluk üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Hem ikili hem de çoklu puanlanan monoton olmayan tek boyutlu modellere dayalı olarak üretilmiş verilerde, monotonluk varsayımında bulunan bir yöntem ile boyutluluk incelendiğinde, iki faktörlü bir yapı elde edildiği bulunmuştur. Araştırmacılar, bu bulgunun monotonluk varsayımı açısından veriye uygun olmayan bir model kullanılmasının, boyutluluğa ilişkin yapılacak çıkarımlar üzerindeki olumsuz etkisine bir kanıt oluşturduğunu ifade etmektedir. Araştırmacılara göre, ölçme modelleri örtük özelliğin doğasına ve o özelliğin göstergelerinin yanıtlanma sürecine uygun olmadığına, ölçme aracının boyutluluğuna ilişkin çelişkili çıkarımlar yapılmaktadır.

Yapılan çalışmalarda, AGÖ'nün art arda gelen alt boyutları arasında yüksek ilişkiler olduğu, birbirine uzak boyutlar arasındaki ilişkilerin düşük olduğu görülmektedir. Çalışmalarda alt boyutlar arasında elde edilen ilişki örüntülerinin ölçek

maddelerinin tek boyutlu özerklik sürekliliği üzerinde sıralanabileceğini öne süren Öz Belirleme Kuramı ile kısmen uyumlu olduğu belirtilmektedir. AGÖ üzerinde boyutluluğunun faktör analizi çerçevesinde incelendiği çalışmalarda, tek faktörlü modele göre yedi faktörlü model için daha iyi uyum istatistikleri elde edilmiştir. Faktör analizi çerçevesinde iki faktör modelinin kullanıldığı çalışmalarda ise hem genel hem de grup faktörleri içeren çok boyutlu bir yapının varlığına ilişkin kanıtlara ulaşılmıştır. Ayrıca, maddelerin genel faktördeki yüklerinin dağılımının tek boyutlu örtük özellik sürekliliğini desteklediği görülmüştür. Boyutluluğun, monoton olmayan tek boyutlu MTK modeline dayalı olarak incelendiği çalışmada ise tek boyutlu model için kabul edilebilir uyum istatistikleri elde edilmiştir. Ayrıca çalışmalar, duyuşsal özellikleri ölçen maddelerin monoton olmayan modellere daha iyi uyum sağladığını ve monotonluk varsayımının boyutluluğa ilişkin bulguları etkilediğini göstermiştir.

Yapılan araştırmalar, bir yanıt matrisinin boyutluluğu incelenirken, yanıtlar üzerinde etkisi olabilecek farklı etkenleri göz önünde bulundurmaya izin verecek gelişmiş ölçme modellerinin belirlenmesinin önemini ortaya koymaktadır. Modellerin dayandığı varsayımlar boyutluluk yöntemleriyle elde edilen bulguları etkileyebildiğinden, boyutluluğuna ilişkin doğru bulgulara ulaşılması için AGÖ maddelerine verilen yanıtları en iyi betimleyen ölçme modelinin belirlenmesi ve boyutluluğun bu modelle incelenmesi gerekmektedir. Bu nedenle, AGÖ maddelerinden elde edilen yanıt matrisinin farklı monotonluk ve boyutluluk varsayımlarına dayalı modellerle incelenmesi önemli görülmektedir.

İlgili çalışmalar, monoton olmayan MTK modelinin duyuşsal özelliklerin doğasına daha uygun bir ölçme modeli olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca, monotonluk varsayımının boyutluluğa ilişkin bulguları etkileyerek ölçme araçlarının faktör yapılarına ilişkin hatalı çıkarımlara neden olduğu bulunmuştur. Bu nedenle, monoton olmayan MTK modeline uyduğu düşünülen bir veride çok boyutluluğun varlığına ilişkin kanıtlar elde edildiğinde, verinin monotonluk varsayımı açısından monoton ve monoton olmayan modellerin model veri uyumlarının karşılaştırılması yoluyla incelenmesi gerekmektedir (Tay ve Drasgow, 2012). Ancak, alanyazında güdülenmenin monoton olmayan modele dayalı olarak incelendiği sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır (Miller, 2007). AGÖ maddelerinin monotonluk varsayımına uygunluğu açısından, monoton ve monoton olmayan MTK modellerinin karşılaştırıldığı bir çalışmaya ise

rastlanmamıştır. Ayrıca, çalışmalarda AGÖ maddelerinden elde edilen yanıt matrisinin boyutluluğunun faktör analizi çerçevesinde incelendiği, boyutluluk incelemelerinin MTK çerçevesinde parametrik ve parametrik olmayan yöntemlerle yapılmadığı görülmüştür. AGÖ maddelerinin boyutluluğuna ilişkin kararların, MTK çerçevesinde geliştirilmiş parametrik ve parametrik olmayan yöntemlerle elde edilen daha kapsamlı kanıtlara dayalı olarak verilmesi önemli görülmektedir. Alanyazındaki bu eksiklikler doğrultusunda, AGÖ maddelerinin boyutluluk açısından MTK çerçevesinde geliştirilmiş tek ve çok boyutlu parametrik ve parametrik olmayan modellere dayalı olarak incelenmesi gerekli görülmektedir.

Amaç

Bu araştırmanın genel amacı, Akademik Güdülenme Ölçeği maddelerinin boyutluluk açısından Madde Tepki Kuramı çerçevesinde geliştirilmiş aşamalı tepki modeli, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model, iki faktör modeli ve DIMTEST analizine dayalı olarak incelenmesidir. Bu genel amaç doğrultusunda araştırmada aşağıdaki sorulara yanıt aranmıştır;

- 1) Akademik Güdülenme Ölçeği maddeleri için aşamalı tepki modeli, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model ve iki faktör modeli ile kestirilen,
 - a) Madde parametreleri ne düzeydedir?
 - b) Ayırt edicilik parametrelerine göre maddelerin tek boyutlu özerklik sürekliliği üzerindeki dağılımı nasıldır?
 - c) Çok boyutlu madde parametreleri ne düzeydedir?
- 2) Akademik Güdülenme Ölçeği maddelerinden elde edilen madde-yanıt matrisinin boyut sayısı,
 - a) Genel model veri uyumu istatistiklerine,
 - b) Madde düzeyinde model veri uyumu istatistiklerine,
 - c) Birey düzeyinde model veri uyumu istatistiklerine,
 - d) İki faktör modeline dayalı olarak kestirilen indeks değerlerine,
 - e) DIMTEST T-istatistiğine göre ne düzeydedir?

Önem

Araştırmada, Akademik Gdlenme leęi maddeleri ile birey etkileşimleri sonucunda ortaya çıkan madde-yanıt matrisinin boyutluluęu MTK erevesinde geliřtirilmiř lme modellerine dayalı olarak incelenmiřtir. İlgili alan yazında, boyutluluęun byk oranda faktr analizi erevesinde geliřtirilmiř boyutluluk analizi yntemlerine dayalı olarak incelendięi grlmektedir. Faktr analizi erevesinde geliřtirilen yntemlerden farklı olarak MTK erevesinde geliřtirilen modeller korelasyon ya da kovaryans matrisleri yerine bireylerin yanıt rntlerine dayalı olarak boyutluluęun incelenmesine, rtk zellikler ile madde yanıtları arasında doęrusal ve monoton olmayan iliřkiler kurulmasına izin vermektedir. MTK modelleri, boyutluluk analizine getirdięi bu katkılara raęmen boyutluluęun incelenmesinde daha az kullanılmaktadır. Bu nedenle, MTK modellerinin boyutluluk analizinde kullanımına, farklı MTK modelleri arasında karřılařtırmaların nasıl yapılacaęına iliřkin yol gsteren alıřmaların yapılması gerekmektedir. Bu alıřmada, AG maddeleri ile birey etkileşimleri sonucunda ortaya çıkan veri matrisinin boyutluluęuna iliřkin farklı MTK modellerine dayalı olarak yapılan incelemelerin boyutluluk uygulamalarında yol gsterici olacaęı dřnlmektedir.

Akademik Gdlenme leęi zerinde yrtlen boyutluluk alıřmalarında, negatif ucun daha dřk, pozitif ucun daha yksek zerklięe sahip olma dzeylerini yansıttıęı tek boyutlu bir srekliilięin varlıęına iliřkin kanıtlar aranmıřtır. alıřmalar sonucunda ise byle bir yapının varlıęına iliřkin birbiriyle eliřen bulgular elde edilmiřtir. Ayrıca, bu alıřmalar faktr analizi erevesinde geliřtirilmiř modellere dayalı olarak yapılmıřtır. Tek ve ok boyutlu MTK modellerinin ve parametrik olmayan boyutluluk testlerinin (DIMTEST) kullanıldıęı bir alıřmaya rastlanmamıřtır. Bu alıřmada, lek maddelerinin temelinde yatan z Belirleme Kuramı'nda ne srlen tek boyutlu zerklik srekliilięin varlıęı tek ve ok boyutlu MTK modelleri ve DIMTEST'e dayalı olarak incelenmiřtir. Gdlenme ve z Belirleme Kuramı ile ilgili alan yazında gdlenme yapısı temelinde tek boyutluluk ve ok boyutluluk tartıřmaları yrtlmektedir. Araştırmada, monotonluk, boyutluluk, rtk zellik daęılımı ve madde yanıtlarıyla iliřkilerinin formu aısından daha az sınırlayıcı modeller birlikte kullanılarak, z Belirleme Kuramı'na dayalı olarak gdlenmeyi lmek amacıyla geliřtirilen lek maddelerinin boyutluluęuna iliřkin daha zengin bilgi elde edildięi

düşünülmektedir. Bu sayede, Akademik G d lenme  l eęi maddelerinin boyutluluęu a ısından arařtırmanın, alan yazında g d lenme yapısı temelinde y r t len boyutluluk tartıřmalarında g z  n nde bulundurulabilecek daha doęru ve b t nsel bulgular saęlaması beklenmektedir.

Bu arařtırmada akademik g d lenmeyi  l en maddeler monotonluk varsayımı a ısından da incelenmiřtir. AG  maddelerinin monotonluk varsayımına uygunluęunun incelenmesi i in monoton ve monoton olmayan tek boyutlu MTK modelleri model veri uyumları a ısından karřılařtırılmıřtır. Uluslararası alan yazında tutum, kiřilik, ilgi gibi  zellikleri  l en test maddelerinin monotonluk varsayımı a ısından ele alındıęı  alıřmalar bulunmaktadır. Ancak, g d lenmeyi  l en test maddeleri  zerinde  l me modellerinin monotonluk varsayımı a ısından karřılařtırıldıęı bir  alıřmaya rastlanmamıřtır. Ulusal alan yazında ise monoton olmayan modellerin kullanıldıęı ve monotonluk varsayımına uygunluęun incelendięi bir  alıřmaya rastlanmamıřtır. Dolayısıyla, bu arařtırmanın  zellikle duyuřsal  zellikleri  l en test maddelerinde monotonluk varsayımının kontrol n n  nemini ortaya koyarak, bu kontrol n nasıl yapılacaęını g stererek ve AG  maddeleri i in monotonluk varsayımı a ısından uygun olan modelin belirlenmesini saęlayarak hem kurama hem de uygulamaya katkı saęlaması beklenmektedir.

Sınırlılıklar

Bu arařtırmada:

- Akademik G d lenme  l eęi maddelerinin boyutluluęunun incelenmesinde kullanılan Madde Tepki Kuramı modelleri, ařamalı tepki modeli, genelleřtirilmiř ařamalı monoton olmayan model ve iki fakt r modeliyle sınırlandırılmıřtır.
- Model karřılařtırmalarıyla boyutluluęa iliřkin elde edilen bulgular g d lenme yapısı temelinde ele alınmıř ve yorumlanmıřtır. Ařamalı tepki modeli, genelleřtirilmiř ařamalı monoton olmayan model ve iki fakt r modeli boyutluluk a ısından g d lenmeden farklı psikolojik yapılar  zerinde farklı sonu lar saęlayabilir. Bu nedenle,  l ek maddelerinin boyutluluęuna iliřkin model karřılařtırmaları g d lenme yapısı ile sınırlandırılmıřtır.

Kısaltmalar

MTK	Madde Tepki Kuramı
TBMTK	Tek Boyutlu Madde Tepki Kuramı
ÇBMTK	Çok Boyutlu Madde Tepki Kuramı
ATM	Aşamalı Tepki Modeli
GAMOM	Genelleştirilmiş Aşamalı Monoton Olmayan Model
İFM	İki Faktör Modeli
AGÖ	Akademik Gdlenme lçeęi
BK	z Belirleme Kuramı
BİL	Bilmeye Ynelik İsel Gdlenme
BAŞ	Başarıya Ynelik İsel Gdlenme
UYA	Uyarım Yaşamaya Ynelik İsel Gdlenme
BEL	Belirlenmiş Dışsal Gdlenme
İÇE	İe Yansıyan Dışsal Gdlenme
DIŞ	Dışsal Dzenleme-Dışsal Gdlenme
GD	Gdlenememe

BÖLÜM 2

KURAMSAL ÇERÇEVE

Bu bölümde, araştırmanın istatistiksel temelini oluşturan ölçme kuramlarına, boyutluluk ve monotonluk varsayımlarına, tek ve çok boyutlu Madde Tepki Kuramı modellerine, araştırmanın psikolojik temelini oluşturan güdülenme kuramlarına ve Öz Belirleme Kuramına ait bilgilere yer verilmiştir.

Ölçme Kuramları

Eğitimde ve psikolojide ölçmeler Klasik Test Kuramı (KTK) ve madde tepki kuramı (MTK) temelinde yapılmaktadır. KTK’da, bir testten elde edilen gözlenen puanın, gerçek puan ve hata olmak üzere iki bileşenden oluştuğu kabul edilmektedir. Bu varsayım KTK’nın temel denklemini oluşturmaktadır. Kuramda, gözlenen bir özelliğin gerçek değeri bulunmak istenmektedir. Ancak, ölçmeye karışan çeşitli hatalar nedeniyle gerçek değer doğrudan elde edilemediğinden, gözlenen puanlardan kestirilmeye çalışılmaktadır. Test birey üzerinde sonsuz sayıda uygulandığında elde edilen ölçme sonuçlarının aritmetik ortalamasının gerçek puana eşit olduğu kabul edilmektedir. Ölçme aracı maddelerine verdiği doğru yanıtların ağırlıklandırılmamış toplamı bireyin gözlenen puanını vermektedir. Uygulamaların hiçbirinde, bireyin gözlenen puanı gerçek puan ile tam olarak uyuşmamakta, gözlenen puan ile gerçek puan arasında oluşan bu fark da hata olarak adlandırılmaktadır. KTK, bir ölçme aracındaki hata puanlarının beklenen değerinin sıfır olduğunu ve hata puanlarının, gerçek puanlarla, farklı bir ölçme aracından elde edilen gerçek puanlarla ve hata puanlarıyla ilişkisiz olduğunu varsaymaktadır. Bu varsayımlar KTK’nın temel denklemini oluşturmaktadır. Güvenirlik ve geçerlik gibi psikometrik nitelikler de bu varsayımlar temelinde ele alınmaktadır (Lord, 1980; Thissen ve Wainer, 2001).

KTK’da güvenirlik, iki paralel ölçme arasındaki ilişkiye dayalı olarak tanımlanmaktadır. Güvenirlik ve hata için klasik kuramda yapılan tanımlar bazı sorunları beraberinde getirmektedir. En önemli sorunlardan biri uygulamada paralel testler oluşturmak için gerekli olan varsayımların (faktör yükleri eşit tek boyutlu

bileşenler, hata ve gerçek puan varyanslarının eşitliği) karşılanmasının çoğu zaman mümkün olmamasıdır. Bu varsayımlar karşılanmadığında elde edilen güvenilirlik kestirimleri ise gerçek güvenilirlik değerinin alt sınırını vermektedir. Bir diğer sorun da güvenilirliği puan cinsinden ifade eden standart hatanın, tüm bireyler için eşit olduğunun kabul edilmesidir. Ancak, ilgili örtük özelliğe sahip olma düzeyi yüksek olan bireylerin performansları, düşük olan bireylerin performanslarından daha tutarlı olmaktadır. Dolayısıyla, ölçme sonuçlarına karışan hata bireylerin sahip oldukları örtük özellik düzeylerine göre farklılaşmaktadır (Hambleton ve Swaminathan, 1983; De Ayala, 2009; Baykul, 2010).

KTK'da, bireylerin gözlenen puanları ölçme aracının niteliklerinden etkilenmektedir. Örneğin, bir birey üzerinde sonsuz sayıda uygulanan kolay ve zor testlerden farklı gözlenen puanlar elde edilmektedir. Bununla birlikte, gözlenen puanların dağılımı da ölçme aracının güvenilirliğini, ölçmenin standart hatasını ve madde istatistiklerini etkilemektedir. Örnekleme yer alan bireylerin ilgilenilen özelliğe sahip olma düzeyleri evren ortalamasından daha yüksek olduğunda, bu grupta maddeler için hesaplanan güçlük indeksleri de daha yüksek olmaktadır. Ayrıca, madde ayırt edicilik indeksleri ayrışık (heterojen) bir grup için hesaplandığında, grup dağılımının korelasyon katsayıları üzerindeki etkisinden dolayı benzeşik (homojen) bir gruptakine göre daha yüksek değerler almaktadır (De Ayala, 2009).

KTK'nın bahsedilen nitelikleri, kuramın dayandığı temel denklemler ve varsayımlar nedeniyle ortaya çıkmaktadır. KTK'nın sahip olduğu bu nitelikler, psikometrik uygulamalarda karşılaşılan sorunlara sınırlı çözümler getirmesine neden olmaktadır. KTK'nın kullanışlı olmadığı durumlara çözüm getiren ve kullanımı hızla yaygınlaşmış bir diğer ölçme kuramı Madde Tepki Kuramıdır. MTK'nın, KTK'ya göre üstün üç temel özelliği bulunmaktadır. Bunlardan biri, aynı özelliği ölçen geniş bir madde havuzu olduğunda, bireylere uygulanan madde setlerine bağlı olmaksızın bireylerin sahip oldukları örtük özellik düzeyine ilişkin kestirimlerin yapılabilmesidir. Benzer olarak, madde parametrelerini kestirmek için seçilen örneklem grubunun özelliklerine bağlı olmaksızın madde parametreleri kestirilebilmektedir. Ayrıca, paralel formlar güvenilirliğinin yerini istatistiksel kestirim almaktadır. Bu sayede, her bir birey için örtük özellik kestiriminin güvenilirlik düzeyini gösteren bir değer elde edilmektedir (Hambleton ve Swaminathan, 1983; Embretson ve Reise, 2000).

MTK, bir ölçme aracına yanıt veren bireyin sahip olduğu örtük özellik düzeyi ile bireye uygulanan maddelere verdiği yanıtlar arasındaki ilişkileri modelleyen matematiksel fonksiyonlardan oluşmaktadır. Bu fonksiyonlar, maddelerin ve bireylerin özelliklerini kullanarak her maddedeki performansı ya da bir yanıt kategorisini seçme olasılığını kestirmektedir. Birey özellikleri ölçme aracı ile ölçülmesi hedeflenen örtük özelliklere; madde özellikleri ise maddeleri tanımlayan parametrelere karşılık gelmektedir (Liu, 2007).

Test uygulamalarının temel amaçlarından biri bireylerin test ile ölçülen örtük özelliğe sahip olma düzeylerine ilişkin çıkarımda bulunmaktır. Böyle bir çıkarımın yapılabilmesi için bireyin sahip olduğu örtük özellik düzeyinin, maddedeki yanıtını nasıl etkilediğinin bilinmesi gerekmektedir. MTK'da her yanıtlayıcının örtük özellik sürekliliği üzerinde bir noktaya yerleştirilebileceği kabul edilmektedir. Örtük özellik sürekliliği üzerinde farklı noktalarda yer alan bireylerin, bir maddeye doğru yanıt vermesinin belirli bir olasılığı olmaktadır. MTK, bireyin madde yanıtı ve madde ile ölçülen örtük özellik arasında bir ilişki kurmaktadır. Maddedeki doğru yanıt olasılığı ile örtük özellik arasındaki bu ilişkiyi madde karakteristik eğrisi (madde yanıt fonksiyonu) tanımlamaktadır (Lord, 1980; DeMars, 2010). MTK'nın temel özelliklerinden biri olan madde karakteristik eğrisinin formunu madde güçlük, madde ayırt edicilik ve şans parametreleri belirlemektedir (Baker, 2001). Madde karakteristik eğrisi, belirli örtük özellik düzeylerinde, belirli bir madde yanıtının gözlenme olasılığını ifade etmektedir.

MTK'yı oluşturan çok sayıda farklı matematiksel model bulunmaktadır. Bu modeller arasında, maddelerin puanlanmasına ve madde karakteristik eğrilerinin formuna dayalı olarak bir sınıflama yapılmaktadır. Doğru-yanlış biçiminde ikili puanlanan maddelerde kullanılan modeller, madde karakteristik eğrisinin formunu belirleyen parametre sayısına göre bir, iki ya da üç parametrelili lojistik model biçiminde gruplandırılmaktadır.

Madde Tepki Kuramı Modelleri

Bir parametrelili lojistik model, lojistik fonksiyon kullanıldığı ve tek bir madde parametresi içerdiği için bu şekilde adlandırılmaktadır. Modelde, bireyin ve maddenin özelliklerini betimleyen iki parametre kestirilmektedir. Her birey için kestirilen θ (theta-teta) değeri bireyi ölçülen örtük özellik bakımından betimlerken, güçlük parametresi (b-

parametresi) madde güçlüğü'nün bir ölçüsünü vermektedir. Madde güçlük parametresi için elde edilen yüksek değerler maddenin zor bir madde olduğunu; düşük değerler ise kolay bir madde olduğunu göstermektedir. Güçlük parametresi, örtük özellik ölçeği üzerinde madde karakteristik eğrisinin yerini belirlemektedir. Madde zorlaştıkça eğri soldan sağa doğru hareket etmektedir. Maddeye ilişkin kestirilen b-parametresi, maddede 0.50 doğru yanıt olma olasılığına sahip olmak için gereken örtük özellik düzeyini ve maddenin en ayırt edici olduğu noktayı göstermektedir. Modelde, b-parametresi maddenin en iyi hitap ettiği örtük özellik düzeyi ve maddedeki doğru yanıt olasılığı hakkında bilgi sağladığından, maddenin güçlük parametresi olarak adlandırılmaktadır. Ayrıca, madde güçlük parametresi θ ölçeğinin sıfır noktasından madde karakteristik eğrisinin eğiminin en dik olduğu noktaya olan uzaklığın ölçüsünü vermektedir (Liu, 2007; Reckase ve McKinley, 1991; Reckase, 2009).

İki parametrelili lojistik modelde, madde karakteristik eğrisini tanımlayan ve fonksiyonun eğimini gösteren ayırt edicilik parametresi (a-parametresi) modele dahil edilmektedir. Bu parametre, madde yanıt fonksiyonunun maksimum eğim değerini vermektedir. Madde yanıt fonksiyonunun eğimi, doğru yanıt olasılığının 0.50 olduğu θ düzeyinde en dik olmaktadır. Dolayısıyla, madde güçlük parametresi fonksiyonun eğiminin en dik olduğu noktayı, ayırt edicilik parametresi ise bu noktadaki eğimin değerini göstermektedir. Ayırt edicilik parametresi, madde karakteristik eğrisinin büküm noktasında tanjant doğrusunun eğimi alınarak bulunmaktadır ve bir maddenin örtük özellik sürekliliği boyunca bireyleri ne kadar iyi ayırt ettiğine ilişkin bilgi vermektedir (Ostini ve Nering, 2006). Ayırt edicilik parametresinin değeri arttıkça, maddedeki doğru yanıt olasılığı ile örtük özellik arasındaki ilişki de artmaktadır. Bu nedenle, a-parametresi yüksek olan bir madde farklı örtük özellik düzeyine sahip olan bireyleri güçlü biçimde ayırt edebilmektedir (Liaw, 2015).

Bazen test puanı çok düşük olan bireylerin, madde güçlüğü çok yüksek olan çoktan seçmeli test maddelerine doğru yanıt verebildiği gözlenmektedir. Bu durum, bireyin seçenekler arasından bir tahminde bulunarak maddeye doğru yanıt vermesiyle açıklanmaktadır. Bu durum, maddedeki doğru yanıt olasılığının gerekli bilgiye sahip olmayan bireyler için sıfır olmadığı anlamına gelmektedir. Üç parametrelili lojistik modelde, bu durumu göz önünde bulundurmak için güçlük ve ayırt edicilik parametrelerinin yanında, şans parametresi de (c-parametresi) modele dahil

edilmektedir. Şans parametresi, düşük θ düzeyine sahip olan bireylerin maddeyi doğru yanıtlama olasılıklarını temsil etmektedir (Hambleton ve Swaminathan, 1983; Reckase, 2009).

Eğitimde ve psikolojide yapılan ölçmelerde her zaman doğru-yanlış biçiminde ikili puanlama yapılmamaktadır. Bazı ölçme durumlarında, ikiden daha fazla yanıt kategorisinin bulunduğu maddeler de kullanılabilir. Örneğin, birey performansının dereceli puanlama anahtarları ile belirlendiği ve kısmi puanlamanın yapıldığı açık uçlu maddeler ya da çoğunlukla beşli derecelendirmenin yapıldığı Likert tipi maddeler ikiden fazla sıralı yanıt kategorisi içermektedir. Bu tür maddeler, çoklu puanlanan maddeler olarak adlandırılmaktadır (De Ayala, 2009; DeMars, 2010).

Çoklu puanlanan MTK modellerini, ikili puanlanan maddelerde kullanılan modellerden ayıran önemli farklılıklar bulunmaktadır. Çoklu puanlanan MTK modellerinde, monoton artmayan kategori karakteristik eğrileri elde edilmektedir ve bu durum her yanıt kategorisinin yanıt fonksiyonunun ayrı ayrı modellenmesini gerektirmektedir. Monoton artmayan kategori karakteristik eğrilerinin tanımlanmasında yalnızca eğim ve yer parametreleri yeterli olmamaktadır. Bu nedenle, çoklu puanlanan bir maddenin, çok sayıda ikili puanlanan maddeyi kapsadığı kabul edilip, ikili puanlanan MTK modellerine dayalı olarak kategoriler arasındaki sınır fonksiyonları kestirilmektedir (Ostini ve Nering, 2006).

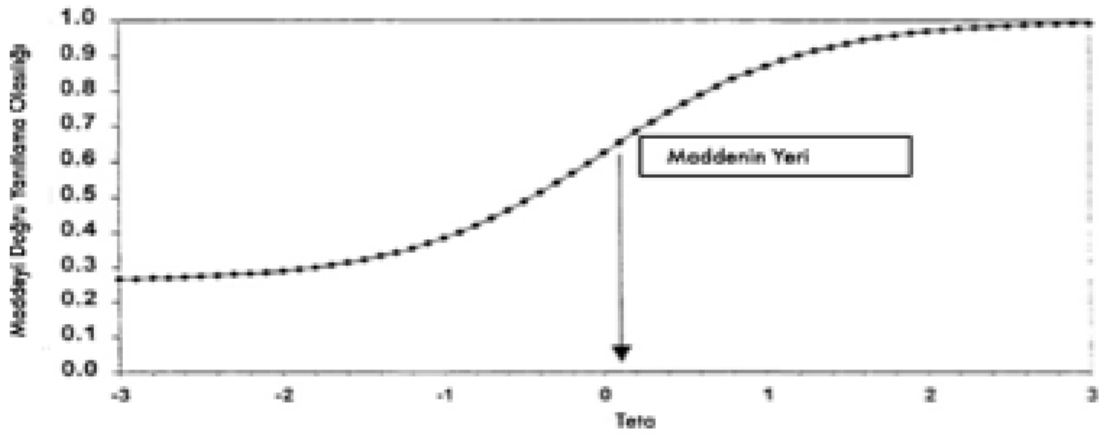
Madde Tepki Kuramı'nın Varsayımları

Tek boyutlu ikili ve çoklu puanlanan MTK modellerinde kullanılan matematiksel fonksiyonlar bazı varsayımlara dayalı olarak geliştirilmektedir. Bu varsayımlardan biri tek boyutluluktur. Tek boyutluluk varsayımında, bireylerin test maddeleriyle olan etkileşimlerinin birey özelliğini betimleyen tek bir parametre ile yeterli biçimde temsil edilebileceği kabul edilmektedir. Bir diğer varsayım olan yerel ya da koşullu bağımsızlık varsayımı, bir bireyin maddeye nasıl yanıt verdiğine yalnızca onun örtük sürekliliği üzerindeki yerinin karar verdiği anlamına gelmektedir. Koşullu bağımsızlık varsayımı, aynı örtük özellik düzeyine sahip bireylerin madde puanlarının koşullu dağılımının birbirleriyle ilişkisiz olduğunu ifade etmektedir. Yerel bağımsızlık varsayımı gereğince, bireylerin her maddeye bağımsız olaylar olarak yanıt verdikleri, bir birey tarafından bir maddeye verilen yanıtın başka bir birey tarafından maddeye

verilen yanıt etkilemediği ve bireyin diğer maddelerde belirli biçimde yanıt verme eğiliminde olmasına neden olmadığı kabul edilmektedir. Bireyin herhangi bir test maddesindeki yanıtının yalnızca birey parametresine ve madde parametreleri vektörüne dayandığı varsayılmaktadır. Ayrıca, çoğu MTK modelinde, tek boyutluluk ve yerel bağımsızlık sayıltılarıyla birlikte bireyin sahip olduğu örtük özellik düzeyi arttıkça, maddedeki doğru yanıt olasılığının da arttığı varsayılmaktadır. Bu sayıltı monoton yanıt varsayımı olarak adlandırılmaktadır. Monoton yanıt eğrisi varsayımına dayanan bir MTK modeli, bireylerin boyutlarda ulaştığı düzeylerin artmasıyla maddeyi doğru yanıtlama olasılığının da arttığı model anlamına gelmektedir (Tate, 2002; Reckase, 2009; De Ayala, 2009).

Monotonluk Varsayımı

Monotonluk varsayımında bulunan modeller, Coombs (1960; 1964) tarafından birey ile madde yanıtı arasındaki ilişkinin birey ile madde arasındaki uzaklığa dayalı olarak kurulması nedeniyle “baskın (dominant) modeller” olarak adlandırılmaktadır. MTK çerçevesinde, bu yaklaşımın kümülatif ya da monoton MTK modelleri olarak da adlandırıldığı görülmektedir (Roberts, 1995; Andrich, 1996; Yasuda, 2005; Cui, 2008). Coombs (1964) kümülatif yanıtlama sürecinde, bir örtük özelliğe göre oluşturulan süreklilik üzerinde bireyin bulunduğu noktanın, maddenin bulunduğu noktanın üstünde olması durumunda, bireyin maddede en yüksek puanı alma olasılığının artacağını, altında olması durumunda ise azalacağını varsaymaktadır. İkili puanlanan MTK modellerinde, bireyler tarafından gösterilen böyle bir kümülatif yanıtlama süreci sonucunda maddeler için Şekil 1’de gösterildiği gibi tekdüze artan madde karakteristik eğrileri elde edilmektedir.



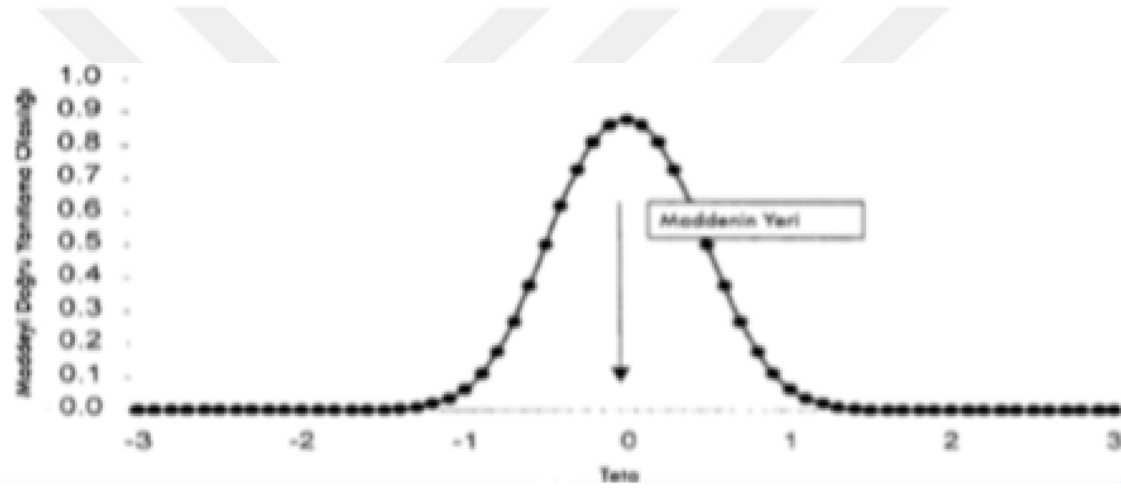
Şekil 1. Monoton Madde Karakteristik Eğrisi

Şekil 1’de gösterilen madde karakteristik eğrisi, farklı örtük özellik düzeylerine sahip olan bireylerin maddedeki doğru yanıt olasılıklarını göstermektedir. Şekilde, bireylerin sahip oldukları örtük özellik düzeyleri arttıkça maddeyi doğru yanıtlama olasılıklarının da arttığı ve bireyin örtük özellik düzeyi ile madde yanıtı arasında monoton artan bir ilişki olduğu görülmektedir. Bireylerin örtük özellik düzeyleri arttıkça maddeyi doğru yanıtlama olasılıklarının arttığı kümülatif yanıtlama süreçleri ve monoton artan madde karakteristik eğrileri, monoton MTK modellerinin temel varsayımları arasında bulunmaktadır (Roberts, 1995; Chernyshenko, 2002).

Coombs (1960), bilişsel özelliklerin ölçüldüğü test maddelerinde monoton madde karakteristik eğrisi varsayımında bulunmayı daha uygun bulmaktadır. Araştırmacıya göre, bireyler duyuşsal özelliklerinin ölçüldüğü maddelere yanıt verirken, bilişsel özellikleri ölçen test maddelerinde izledikleri kümülatif süreçten daha farklı bir yanıtlama süreci izlemektedir. Örneğin, problem çözme gibi bir bilişsel özelliği ölçen maddede, bireyin maddenin güçlüğü ile sahip olduğu problem çözme becerisini karşılaştırması gerekmemektedir. Bireyden yalnızca ilgili becerilerini maksimum düzeyde kullanarak, bu maddeye yanıt vermesi beklenmektedir. Ancak, bireyin çekingenlik düzeyinin ölçüldüğü bir maddeye katılıyorum ya da katılmıyorum biçiminde bir yanıt verebilmesi için kendisiyle maddeyi karşılaştırması gerekmektedir. Birey duyuşsal bir ifadeye tepkisini katılıyorum ya da katılmıyorum biçiminde gösterirken, ilgilenilen örtük özellik düzeyi bakımından kendisi ile maddenin gerektirdiği düzeyi karşılaştırarak, kendi konumuna en uygun (yakın) maddelerde katılıyorum yanıtını vermektedir. Coombs, duyuşsal özelliklerin ölçüldüğü testlerde yer

alan maddelerde, birey ile madde yanıtı arasındaki ilişkiyi birey ile madde arasındaki yakınlık ilişkisine dayandırmaktadır (McDonald, 1999).

Coombs'un (1964) uygun nokta modeli olarak adlandırdığı yanıtlama sürecine dayanan MTK modellerinde monoton olmayan madde karakteristik eğrileri göz önünde bulundurulmaktadır (Roberts, Laughlin, Wedell, 1999; Yasuda, 2005). Monoton olmayan MTK modellerinde, bireylerin psikolojik süreklilik üzerinde bulunduğu yere yakın olan maddelere katıldıkları; bulunduğu noktadan uzak olan maddelere ise katılmadıkları varsayımında bulunulduğundan, monoton madde karakteristik eğrilerinin yerini Şekil 2'de gösterilen çan eğrisi biçimli madde karakteristik eğrileri almaktadır (Roberts, 1995; Stark, 2002; Dyehouse, 2009; Weekers, 2009).



Şekil 2. Monoton Olmayan Madde Karakteristik Eğrisi

Şekilde 2'de görüldüğü gibi monoton olmayan MTK modellerinde, bireyin örtük süreklilik üzerindeki yeri ile maddenin yerinin birbirine en yakın olduğu durumda, bireyin maddeye katılma olasılığı en yüksek olmaktadır. Birey yerinin madde yerinin altında ya da üzerinde olduğu durumda, birey ile madde arasındaki uzaklık arttığından maddeye katılma olasılığı düşmektedir. İkili ve çoklu puanlanan maddeler için farklı monoton olmayan MTK modelleri geliştirilmiştir. İkili yanıt kategorilerinin kullanıldığı maddelerde, Andrich ve Luo (1993; akt. Andrich, 1995) tarafından geliştirilen hiperbolik kosinüs model (Hyperbolic Cosinus Model) kullanılabilmektedir. Çoklu puanlanan maddelerde ise aşamalı monoton olmayan model ya da genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model (GAMOM) kullanılabilmektedir.

Boyutluluk Varsayımı

Monoton yanıt eğrileri varsayımının yanında, MTK modellerinin temel varsayımlarından diğeri madde-yanıt matrisinin boyutluluğuna ilişkindir. MTK’da, maddelere verilen yanıtların bir ya da daha fazla örtük boyutun etkisiyle oluştuğu kabul edilerek boyutluluk varsayımında bulunmaktadır. MTK’nın temel varsayımlarından biri olduğu için boyutluluk psikometri alanında üzerinde önemle durulan konular arasında yer almaktadır.

İstatistiksel boyutluluk madde-yanıt matrisini özetlemek için gereken minimum örtük değişken sayısına işaret etmektedir. İstatistiksel boyutluluk, testin ve örneklem grubunun bir fonksiyonudur ancak testi ya da örneklem grubunu değil; veri matrisini betimlemektedir. Farklı örneklemeler üzerinde uygulandığında farklı bir istatistiksel boyutluluk elde edilebilmektedir (Reckase, 1990).

İstatistiksel boyutluluğa ilişkin çok sayıda farklı tanım yapılmıştır. Örneğin, boyutluluğa ilişkin ilk kuramsal tanımlardan birini ortaya koyan Hattie (1981) tek boyutluluğu, maddelere verilen yanıtları etkileyen tek bir örtük özelliğin varlığı olarak tanımlamaktadır. Tek boyutluluğa ilişkin yapılan bu tür tanımlar, örtük özellik gibi soyut kavramlara dayalı olmaları ve boyutluluğun nasıl değerlendirileceğine ilişkin sınırlı bilgi sağlamaları nedeniyle eleştirilmiştir (Hambleton ve Rovinelli, 1986). Boyutluluğa ilişkin tanımların soyut olması, boyutluluğun nasıl değerlendirileceği noktasında daha yol gösterici olabilecek farklı işevuruk tanımların geliştirilmesiyle sonuçlanmıştır. Bu tanımlar genel olarak faktör analizi ya da MTK çerçevesinde geliştirilmiştir (Zhang, 2016).

Faktör analizi çerçevesinde geliştirilen boyutluluk tanımlarında, veri matrisinde gözlenen varyansı açıklayan faktörlere odaklanılmaktadır. Faktör analizinde, kovaryans ya da korelasyon matrislerine dayalı olarak örtük özellikler ile maddeler arasında doğrusal ilişkiler kurulmaktadır. Analiz sonucunda belirlenen faktör sayısı ve faktör yükleri veri matrisinin yapısına ilişkin bilgi sağlamaktadır. Faktör analizinde gözlenen varyansı açıklayan faktör sayısı boyutluluğun düzeyini belirlemektedir (Thissen ve Wainer, 2001; Svetina, 2012).

Faktör analizi çerçevesinde geliştirilen boyutluluk tanımına dayanan analizler, doğrusal ilişkilere ve korelasyon matrislerine dayalı olmaları, madde puanlarının dağılımlarından etkilenmeleri gibi özellikleri nedeniyle araştırmacılar tarafından

eleştirilmiştir (Hambleton ve Rovinelli, 1986; Nandakumar, 1994). MTK çerçevesinde geliştirilen yöntemler, maddeler ile örtük özellikler arasında doğrusal olmayan ilişkiler kurmayı ve boyutluluğu korelasyon matrisleri yerine yanıt örüntülerine dayalı olarak incelenmeyi sağlamaktadır (Thissen ve Wainer, 2001; Li, 2012). MTK'nın bu üstünlüklerini kullanarak boyutluluğa ilişkin zengin bilgi sağladıklarından, MTK çerçevesinde geliştirilmiş yöntemlerin boyutluluk analizinde son yıllarda yoğun olarak kullanıldığı görülmektedir (Stout, 1990; Tate, 2003; Walker, Azen, Schmitt, 2006; Reise, 2012).

MTK çerçevesinde biri daha katı biri daha esnek olmak üzere iki farklı boyutluluk tanımı yapılmıştır. Katı tek boyutluluk, monoton ve yerel bağımsız bir örtük model oluşturabilmek için gereken minimum boyutluluk olarak ele alınmaktadır (Stout, 1990; Tate, 2003). Bu boyutluluk tanımı güçlü bir yerel bağımsızlık varsayımına dayanmaktadır. Örtük özellik düzeyleri sabit tutularak madde çiftleri arasında hesaplanan koşullu ilişkilerin sifıra eşit olmasını gerektirmektedir. Ancak, uygulamada örtük özellik düzeyleri sabitlendiğinde bile madde çiftleri arasındaki kovaryansların değeri sifıra eşit olmayabilmektedir (Radwan, 2005).

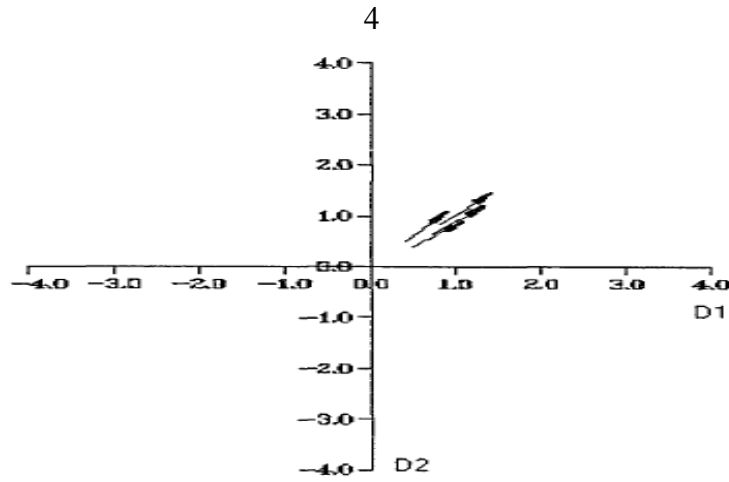
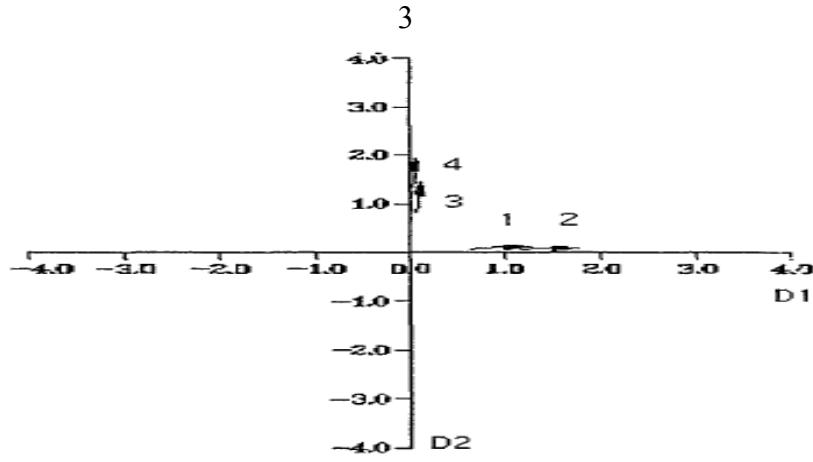
Ackerman (1992) katı tek boyutluluğun sağlanabilmesi için gerekli koşulları üç madde halinde ele almaktadır. Buna göre, bir madde doğru yanıtı vermek için birden fazla becerinin kullanılmasını gerektirdiğinde, ancak yanıtlayıcı grubu bu becerilerin yalnızca birinde değişim gösterdiğinde ya da bireyler aynı bileşke örtük özellik düzeyine sahip olduğunda, birey-madde etkileşimleri katı tek boyutluluk varsayımına uymaktadır. İkinci olarak, maddeler yalnızca bir beceriyi ölçebilir özellikte olduklarında, birey-madde etkileşimleri tek boyutlu olarak modellenabilmektedir. Son olarak, tek maddeden oluşan bir testten elde edilen yanıt matrisi de tek boyutluluk varsayımına uymaktadır. Ancak, araştırmacı tarafından iki ya da daha fazla maddeden oluşan bir testten elde edilen yanıt matrisinin, katı tek boyutluluk varsayımını karşılamayacağı ifade edilmektedir.

Katı tek boyutluluğun sağlanmasının güçlüğü farklı araştırmacılar tarafından da vurgulanmıştır. Örneğin, van der Linden ve Hambleton (1997), üst düzey düşünme becerilerinin ölçülmesinde kullanılan madde türlerinin problem çözme, eleştirel düşünme gibi birden çok beceriyi kullanmayı gerektirdiğini, dolayısıyla bireylerin test performansını açıklamada katı tek boyutluluk varsayımında bulunan MTK modellerinin

yeterli olmayabileceğini ifade etmektedir. Harrison (1986; akt. Qinn, 2014)'a göre de her test ve gerçek bireyler tarafından oluşturulan her yanıt örüntüsü bir miktar çok boyutlu olmaktadır. Ackerman, Gierl ve Walker (2003) da eğitim ve psikoloji alanında kullanılan çoğu testin çok boyutlu bir doğaya sahip olduğunu ifade etmektedir.

Katı tek boyutluluk varsayımının uygulamada karşılanmasının güçlüğü, araştırmacıları daha zayıf bir yerel bağımsızlık varsayımına dayanan esnek bir boyutluluk tanımına yöneltmiştir. Bu tanım, testin boyutluluğu yüksek olsa bile baskın boyutların sayısının daha az olabileceğini ifade eden Stout (1987) tarafından geliştirilmiştir. Stout (1990) çalışmasında, yalnızca bir testteki baskın örtük boyut sayısının göz önüne alınmasını, daha küçük ve önemsiz boyutların göz ardı edilmesini önermektedir. Veri matrisindeki boyutluluğu, zayıf monoton ve zayıf yerel bağımsız bir örtük model oluşturabilmek için gereken minimum boyutluluk olarak tanımlamaktadır. Bu tanımdaki zayıf yerel bağımsızlık varsayımı, tüm madde çiftleri arasındaki koşullu kovaryansların sıfıra yakın olmasını gerektirmektedir. Boyutluluğun bu tanımına dayanılarak, bireylerin test performansını açıklayan baskın bir boyut olduğunda, testin yaklaşık tek boyutluluğu sağladığı kabul edilmektedir.

Katı ve esnek tek boyutluluk tanımlarına dayalı olarak basit yapı ve yaklaşık basit yapı olmak üzere farklı test yapılarından bahsedilmektedir. Buna göre, belirli bir boyuta ait tüm madde vektörleri, o boyuta karşılık gelen koordinat eksenini boyunca uzanıyorsa madde seti basit bir yapıya, koordinat eksenine yakın bir alanda dağılıyorsa yaklaşık basit yapıya sahip olmaktadır (Stout, Habing, Douglas, Kim, Roussos ve Zhang, 1996; Tate, 2003). Eğer madde vektörleri koordinat eksenlerinin arasında uzanıyorsa, madde seti karmaşık bir yapıya sahip olmaktadır. Şekil 3'te yer alan vektör grafiğinde, iki boyutlu bir testte yer alan dört maddeye ait madde vektörleri, koordinat eksenleri boyunca uzandığından bu madde seti basit bir yapıya sahiptir. İlk boyutu ölçen bir ve iki numaralı madde vektörlerinin D1 eksenine daha yakın olduğu, ikinci boyutu ölçen üç ve dört numaralı madde vektörlerinin ise D2 eksenine daha yakın olduğu görülmektedir. Şekil 4'te yer alan vektör grafiğinde ise iki boyutlu bir testin dört maddesine ait madde vektörlerinin iki koordinat eksenini arasında uzanması nedeniyle madde seti karmaşık bir yapıya sahiptir. Maddeler tek bir boyutu değil, birinci ve ikinci boyutu birlikte ölçmektedir (Radwan, 2005).



Şekil 3 ve 4. Basit ve Karmaşık Test Yapıları

Karmaşık yapıya sahip madde setleri birden fazla örtük özellikle ilişkiliyken, yaklaşık basit yapıya sahip madde setleri baskın bir örtük özellikle ilişkili olmaktadır. Yaklaşık basit yapı, tüm maddelerin baskın bir boyutla ilişkili olduğu duruma işaret etmektedir. Karmaşık yapı ise maddelerin çok boyutlu doğasını kapsamak için birden fazla örtük değişkenle olan ilişkilerini göz önünde bulundurmaktadır. Bir test boyutsal olarak kendi içinde benzeşik madde kümeleri oluşturuyorsa basit bir yapıya yaklaşmakta ve bu durumda, madde kümelerinin sayısı baskın boyutların sayısına eşit olmaktadır (Stout vd., 1996; McDonald, 1999; Ackerman, Gierl ve Walker, 2003; Tate, 2003).

Basit yapının sağlanmasının güçlüğü göz önünde bulundurularak, madde setlerinde yaklaşık basit yapının karşılanması istenmektedir. Benzer biçimde, Deng, Wells ve Hambleton (2008) kapsam alanlarının genişliği, ölçülen özelliklerin

karmaşıklığı ve farklı madde türlerinin kullanılması gibi faktörler nedeniyle eğitim ve psikoloji alanında kullanılan testlerin tam anlamıyla tek boyutlu olmadığını ve tek bir boyut yerine baskın bir boyutun elde edilmesinin hedeflendiğini belirtmektedir. Ackerman, Gierl ve Walker (2003), boyutluluk analizlerinin ya basit ya da yaklaşık basit yapıya odaklandığını, verinin basit yapıda ya da basit yapıya yakın olup olmadığını değerlendirmek için geliştirildiğini ifade etmektedir.

Veri matrisinin yapısını incelemek için MTK çerçevesinde parametrik ve parametrik olmayan boyutluluk yöntemleri geliştirilmiştir (Zhang, 2016; Kalkan ve Kelecioğlu, 2016). Parametrik boyutluluk yöntemleri altında, tek ve çok boyutlu modeller ele alınmaktadır. Tek boyutlu modeller katı tek boyutluluk varsayımına dayandığından yaklaşık basit yapının test edilmesinde sınırlı bir yaklaşım sunmaktadır. Çok Boyutlu Madde Tepki Kuramı (ÇBMTK) modelleri ise sürekli bir olasılık fonksiyonuna dayalı olarak bir maddedeki doğru yanıt olasılığı ile bireyin farklı boyutlarda kestirilen teta koordinatlarıyla tanımlanan yeri arasındaki ilişkiyi modellemektedir. Başka bir anlatımla ÇBMTK, bireyin çok boyutlu koordinat düzlemindeki yeri ile test maddesine doğru yanıt verme olasılığını ilişkilendirmede kullanılan matematiksel fonksiyonları tanımlamaktadır. Bireyin yeri ile maddedeki doğru yanıt olasılığı arasındaki bu ilişkiye, bireyin özelliklerinin yanında maddenin özellikleri de aracılık etmektedir. Tek boyutlu modellerde olduğu gibi bireylerin ve maddelerin özellikleri, yanıt matrisinden kestirilen parametrelerle gösterilmektedir (Reckase, 2009). ÇBMTK, maddeler ile örtük özellikler arasında doğrusal olmayan ilişkiler kurulmasını ve boyutluluğun korelasyon matrisleri yerine yanıt örüntülerine dayalı olarak incelenmesini sağlamaktadır (Thissen ve Wainer, 2001; Li, 2012).

Çok Boyutlu Madde Tepki Kuramı

Tek boyutlu MTK modellerinin büyük çoğunluğunun çok boyutlu uzantıları geliştirildiğinden, farklı ÇBMTK modelleri bulunmaktadır. Bu modeller birbirlerinden maddeler için içerdikleri parametre sayılarına dayalı olarak ayrılabilir. Bunun yanında, modeller birden fazla örtük özelliği ölçen bir maddede örtük özellikler arasındaki etkileşimleri ele alış biçimine dayalı olarak da birbirlerinden farklılık göstermektedir. Etkileşimi ele alış biçimlerine göre ÇBMTK modelleri telafisel ve kısmi telafisel modeller biçiminde ikiye ayrılmaktadır. Telafisel modellerde, maddenin

ölçtüğü bir boyutta sahip olunan yüksek örtük özellik düzeyi, aynı madde ile ölçülen diğer boyuttaki düşük örtük özellik düzeyini telafi edebilmektedir. Bu özellik nedeniyle, maddede ölçülen bir boyut üzerinde yüksek θ düzeyine sahip bir birey, madde ile ölçülen diğer boyutlarda kestirilen θ düzeyleri düşük dahi olsa yüksek bir doğru yanıt olasılığına sahip olmaktadır. Kısmi telafisel modeller ise yüksek bir doğru yanıt olasılığına sahip olabilmek için madde ile ölçülen tüm boyutlarda kestirilen θ düzeylerinin yüksek olmasını gerektirmektedir. Bu durumda, bireyin bir ya da daha fazla örtük değişken üzerindeki yeri diğer örtük değişkenler üzerindeki yerini telafi etmemektedir (De Ayala, 2009; Reckase, 2009).

Telafisel ÇBMTK modelleri örtük özelliklerin ağırlıklandırılmış doğrusal birleşimine dayanmaktadır. Belirli bir maddedeki doğru yanıt olasılığı, bireyin her boyuttaki doğru yanıt olasılıklarının ağırlıklandırılmış toplamına dayalı olarak hesaplanmaktadır. İki parametrelili çok boyutlu telafisel modelde, maddeler için bir güçlük parametresi ve madde ile ölçülen her boyutta ayırt edicilik parametresi kestirilmektedir. Kısmi telafisel modellerde ise maddedeki doğru yanıt olasılığı, boyutlarda kestirilen doğru yanıt olasılıkları tarafından sınırlandırılmaktadır (Reckase ve McKinley, 1991; Ackerman, 1996). Telafisel modellerden farklı olarak, kısmi telafisel modeller, madde için her boyutta ayrı güçlük parametrelerinin kestirilmesini gerektirmektedir. Bu modellerde, test maddeleri ile ölçülen farklı örtük özelliklerle ilişkili kısımların olduğu ve maddede başarılı olmak için bu kısımların hepsinde başarılı olunması gerektiği varsayımında bulunmaktadır. Telafisel modellerde ise birey ve madde etkileşimine daha bütünsel yaklaşılarak, bireylerin bir boyuttaki üstünlüğünün diğer boyuttaki eksiklikleri telafi edebileceği kabul edilmektedir (Liaw, 2015). De Ayala (2009) kestirimlerin daha güç olması nedeniyle kısmi telafisel modellerin, telafisel modeller kadar ilgi görmediğini ifade etmektedir. Ackerman, Gierl ve Walker (2003)'a göre de telafisel ÇBMTK modelleri ölçme problemlerinin çözümünde daha yaygın olarak kullanılmaktadır. İkili puanlanan maddeler için geliştirilmiş tek boyutlu iki parametrelili modelin iki boyutlu telafisel model uzantısı Formül 1'de gösterilmektedir (Reckase, 1985; Ackerman, 1996).

$$P(U_{ij} = 1 | \theta_j, a_i, d_i) = \frac{e^{a_i \theta_j' + d_i}}{1 + e^{a_i \theta_j' + d_i}} \quad a_i \theta_j' + d_i = a_{i1} \theta_{j1} + a_{i2} \theta_{j2} + \dots + a_{im} \theta_{jm} + d_i$$

$$= \sum_{l=1}^m a_{il} \theta_{jl} + d_i$$

Formül 1

Formül 1, teta vektörü elemanlarının, d-parametresi ve a-parametre vektörünün elemanlarıyla doğrusal fonksiyonunu göstermektedir. Tek boyutlu modellerdeki basit eğim-sabit formundaki üs ifadesinin yerini Formül 1'deki ifade almaktadır. Bu ifadede, a-parametresi her bir elemanı ilgili boyuttaki ayırt ediciliği gösteren bir vektörü; θ birey koordinat vektörünü, m ise maddede ölçülen boyut sayısını göstermektedir. Modelde, her birey bir teta vektörüne ve her madde bir d parametresi ile a parametre vektörüne sahip olmaktadır. d-parametresi, tek boyutlu modellerde olduğu gibi madde güçlük parametresi biçiminde yorumlanmamaktadır. Ancak, bir alternatif olarak maddeler için çok boyutlu güçlük ve ayırt edicilik parametreleri hesaplanabilmektedir (Radwan, 2005; De Ayala, 2009; Reckase, 2009; Liaw, 2015). Modelde kestirilen bu madde ve birey parametrelerine dayalı olarak, her madde için madde karakteristik yüzeyi elde edilmektedir. Çok boyutlu modellerde madde karakteristik yüzeyi, tek boyutlu modellerdeki madde karakteristik eğrilerinin yerini almaktadır. Madde karakteristik yüzeyi, madde ile ölçülen iki ya da daha fazla örtük özelliğin belirli bir bileşkesine sahip yanıtlayıcının maddedeki doğru yanıt olasılığını göstermektedir (Ackerman, Gierl ve Walker, 2003).

Madde karakteristik yüzeyini tanımlayan çok boyutlu ayırt edicilik ve güçlük parametreleri, maddenin çok boyutlu özelliklerinin özetlenmesini sağlamaktadır. Bir maddenin çok boyutlu güçlük parametresi madde karakteristik yüzeyinin orijini ile belirli bir yönde eğimin maksimum olduğu nokta arasındaki uzaklık biçiminde tanımlanmaktadır. TBMTK'da maddenin güçlüğü, madde karakteristik eğrisinin eğiminin en dik olduğu noktaya dayalı olarak tanımlandığından, çok boyutlu güçlük de madde karakteristik yüzeyinin eğiminin en dik olduğu noktaya dayalı olarak tanımlanmıştır. Çok boyutlu güçlük, madde karakteristik yüzeyinin orijininden, yüzeyin eğiminin en dik olduğu nokta doğrultusunda belirlenmektedir. Ancak, eğim değerleri madde karakteristik yüzeyinin neresinde hesaplandığına bağlı olarak değişmektedir. Bu nedenle, tüm yüzey göz önünde bulundurularak tüm yönlerdeki eğim değerleri kestirilerek elde edilen en yüksek değer maddenin güçlüğü tanımlamada kullanılmaktadır. Dolayısıyla, madde karakteristik yüzeyinin maksimum eğim noktasını belirlemek için öncelikle farklı yönlerdeki eğim değerlerini belirlemek gerekmektedir.

Bu değerler bilindiğinde, eğimlerin maksimum olduğu yer ve yüzeyin orijinine göre bu yerin yönü belirlenebilmektedir (Reckase, 2009; De Ayala, 2009).

Maddenin eğimi yöne bağlı olarak değiştiğinden, madde karakteristik yüzeyinde eğim her zaman yüzeyin orijinine göre yönü kullanılarak belirlenmektedir. Yüzeyin orijininin maksimum eğim noktasını bulma süreci iki adımı içermektedir. İlk adımda, bir madde için tüm yönlerdeki eğim değeri belirlenmektedir. Bu analiz, belirli bir yönde eğimi maksimum yapan koordinatı vermektedir. İkinci adımda ise her yönde hesaplanan eğim değerleri, genel maksimum eğim değerini sağlayan yönü bulmak için analiz edilmektedir. Madde için maksimum eğimi sağlayan yön Formül 2'ye dayalı olarak hesaplanmaktadır (Reckase, 1985).

$$\cos a_{ik} = \frac{a_{ik}}{(\sum_{k=1}^m a_{ik}^2)^{1/2}} \quad \text{Formül 2}$$

Formül 2, koordinat ekseni ve orijini maksimum eğim noktasına bağlayan doğru arasındaki açıyı vermektedir. Çok boyutlu güçlük tanımının bir diğer bileşeni yüzeyin orijininin, maksimum eğim noktasına olan uzaklıktır. Uzaklık, yüzeyin orijininin doğru yanıtlama olasılığının 0.50 olduğu eş olasılık doğrusuna (konturuna) olan mesafe biçiminde tanımlanmaktadır. Bu uzaklık Formül 3'e dayalı olarak hesaplanmaktadır (Reckase, 1989; Ackerman 1992).

$$B_i = \frac{-d_i}{\sqrt{\sum_{k=1}^m a_{ik}^2}} \quad \text{Formül 3}$$

Formül 3'te yer alan B_i ifadesi aynı zamanda madde için çok boyutlu güçlüğü karşılık gelmektedir. Bu madde karakteristiği MDIFF olarak da gösterilmektedir. Çok boyutlu güçlük, tek boyutlu modellerdeki b-parametresine benzer biçimde yorumlanmaktadır. Yüksek B değerleri maddenin zor; düşük B değerleri ise maddenin kolay bir madde olduğunu göstermektedir. Paydada yer alan ifade ise çok boyutlu ayırt edicilik parametresine karşılık gelmektedir (Ackerman, 1992).

TBMTK modellerinde ayırt edicilik parametresi madde karakteristik eğrisinin en dik olduğu noktadaki eğimi ifade etmektedir. Benzer biçimde, çok boyutlu modellerde çok boyutlu ayırt edicilik parametresi madde karakteristik yüzeyinin orijininin

eğiminin en dik olduğu noktaya giden yönde hesaplanan eğim değerine karşılık gelmektedir. Çok boyutlu ayırt ediciliğin hesaplanması bir kaç adım gerektirmektedir. İlk olarak, farklı yönlerde yüzeyin en dik eğim noktaları, ikinci olarak bu noktalardaki eğimin değeri ve son olarak da en yüksek eğim değerini sağlayan yön bulunmaktadır. Bu yöndeki eğimin değeri Formül 4'te A parametresi biçiminde gösterilen çok boyutlu ayırt edicilik parametresine karşılık gelmektedir (Reckase ve McKinley, 1991; Reckase, 2009).

$$A_i = \sqrt{\sum_{k=1}^m a_{ik}^2} \quad \text{Formül 4}$$

Formül 4'te A parametresi, maddenin ayırt ediciliğini vermektedir. Bu madde karakteristiği MDISC olarak da gösterilmektedir. Formülde m harfi, madde ile ölçülen boyutların sayısını, a_{ik} ifadesi de i maddesinin k boyutunda kestirilen ayırt ediciliğini göstermektedir. Ayırt edicilik parametreleri maddelerin bireyler arası farklılıklara olan duyarlılığına ilişkin bilgi vermektedir. Ayırt edicilik parametresi, maddeyi iki açıdan tanımlamaktadır. Birincisi, maddenin ayırt ediciliğinin maksimum düzeyini gösteren bir ölçü sağlamaktadır. İkinci olarak da maddenin en iyi ölçtüğü boyuta ilişkin bilgi vermektedir (Ackerman, 1992; Liu, 2007).

Çok boyutlu ayırt edicilik ve güçlük parametreleri, θ vektörü ile birlikte madde karakteristik yüzeyini tanımlamaktadır. Bu parametrelere dayalı olarak her madde için bir madde yanıt yüzeyi oluşturulmaktadır. Madde karakteristik yüzeyinin yorumlanması güç olduğundan, çok boyutlu madde niteliklerinin gösterimi Reckase ve McKinley (1991) tarafından geliştirilen ve bir testin tüm maddelerinin bir grafikte gösterilmesini sağlayan vektör grafiği kullanılarak basitleştirilebilmektedir. Bu grafik, iki boyutlu örtük uzayı gösteren dik koordinat sisteminde, maddeleri vektörler olarak göstermektedir. Bu vektör grafiğinde, çok boyutlu maddeler, ayırt edicilik, güçlük ve yön parametrelerine dayalı olarak temsil edilmektedir. Bir madde vektörünün grafiğinin oluşturulması için çok boyutlu uzaydaki başlangıç noktasının, uzunluğun ve yönün bilinmesi gerekmektedir. Başlangıç noktası yüzeyin orijininin maksimum eğim noktasına olan uzaklığı gösteren çok boyutlu güçlük, uzunluğu ise çok boyutlu ayırt edicilik parametresi ile tanımlanmaktadır (Reckase, McKinley, 1991; Ackerman, Gierl ve Walker, 2003; De Ayala, 2009).

Bu bölüme kadar bahsedildiği gibi, tek ve çok boyutlu Madde Tepki Kuramı çerçevesinde geliştirilmiş parametrik ve parametrik olmayan yöntemler veri matrisinin boyutluluğunun incelenmesinde kullanılmaktadır. Tek boyutlu parametrik MTK modelleri içerisinde aşamalı tepki modeli gibi monotonluk varsayımında bulunan modeller yer almaktadır. Ancak, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model gibi bireyler tarafından izlenebilecek monoton olmayan madde yanıtlama süreçlerini göz önünde bulunduran tek boyutlu MTK modelleri de geliştirilmiştir. Katı tek boyutluluk varsayımına dayanan tek boyutlu modeller yaklaşık basit yapının test edilmesinde sınırlı bir yaklaşım sunduğundan, iki faktör modeli gibi çok boyutlu modeller de boyutluluğun incelenmesinde kullanılmaktadır. MTK çerçevesinde parametrik yöntemlerin yanında, DIMTEST gibi parametrik olmayan boyutluluk yöntemleri de geliştirilmiştir. Bu araştırmada Akademik Güdülenme Ölçeği maddelerine bireyler tarafından verilen yanıtlardan elde edilen veri matrisinin boyutluluğunun incelenmesinde MTK çerçevesinde geliştirilmiş aşamalı tepki modeli, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model, iki faktör modeli ve DIMTEST yöntemi kullanıldığından, bölümün devamında bu modellere ilişkin daha ayrıntılı bilgi verilmiştir.

Aşamalı Tepki Modeli

Çoklu puanlanan MTK modellerinde, bireyin örtük özellik düzeyi ile belirli bir kategoride yanıt verme olasılığı arasında doğrusal olmayan bir ilişki kurulmaktadır. Bu ilişkinin kurulması için kullanılabilecek çok sayıda model bulunmaktadır ve modellerin araştırmacılar tarafından farklı şekilde sınıflandırıldığı görülmektedir. Embretson ve Reise (2000) kategori yanıt olasılığını hesaplamada izlenen sürece dayalı olarak doğrudan ve dolaylı modeller; Thissen ve Steinberg (1986) modellerin denklemlerine dayalı olarak fark ve bölüm modelleri; Ostini ve Nering (2006) kategori sınır fonksiyonlarının kestiriminde kullanılan modellere dayalı olarak Rasch ve Thurstone-Samejima modelleri olarak iki sınıfa ayırmaktadır.

En yaygın olarak kullanılan çoklu puanlanan MTK modellerinden biri Samejima (1969) tarafından geliştirilen Aşamalı Tepki Modeli (ATM)'dir (De Ayala, 1994). ATM, sınır fonksiyonlarını iki parametrelili lojistik modele dayalı olarak kestirdiği için Ostini ve Nering (2006)'in Thurstone-Samejima sınıfında, öncelikle belirli bir kategoride ya da o kategorinin üzerinde yanıt verme olasılığını kestirdiği için

Embretson ve Reise (2000)'ın dolaylı model sınıfında ve bu olasılıklar arasındaki farkların alınması ile kategori yanıt olasılığını hesapladığı için Thissen ve Steinberg (1986)'in fark modeli sınıfında yer almaktadır.

ATM'de çoklu yanıt kategorileri, iki kategoriye dönüştürülmektedir. Örneğin, birinci ve ikinci yanıt kategorileri arasında kestirilen ilk sınır; birinci kategorinin üzerinde olanlar ve bu sınırda ya da altında olanlar biçiminde tüm yanıtları iki gruba bölmektedir. Benzer biçimde, ikinci, üçüncü ve dördüncü kategoriler arasındaki sınırlar da tüm yanıtları bu sınırın altında ya da üstünde yer alanlar olarak iki kategoriye dönüştürmektedir. ATM, işlem karakteristik eğrileri elde etmek için iki parametrelili lojistik fonksiyonunu kullanmaktadır (Liu, 2007). ATM'de her madde için bir eğim parametresi ve maddedeki yanıt kategorisi sayısının bir eksiği kadar eşik parametresi kestirilmektedir. Modelde kategori eşik değerlerinin örtük özellik ölçeği üzerindeki yerinin belirlenmesi için yanıt olasılıkları Formül 5'e dayalı olarak kestirilmektedir (Embretson ve Reise, 2000).

$$P_{ix}^* (\theta) = \frac{\exp[\alpha_i(\theta - \beta_{ij})]}{1 + \exp[\alpha_i(\theta - \beta_{ij})]} \quad \text{Formül 5}$$

α_i = i maddesinin eğim parametresi

θ = birey parametresi

β_{ij} = i maddesinin j tepki kategorisinin eşik değeri

Formülde, “işlem karakteristik eğrisi” biçiminde tanımlanan $P_{ix}^* (\theta)$, belirli bir örtük özellik düzeyindeki bireyin tepkisinin, belirli bir kategoride ya da o kategorinin üstünde olma olasılığını ifade etmektedir. Bireyin yanıt olasılığını hesaplama sürecinin ilk aşamasında iki yanıt kategorisi arasında bir işlem karakteristik eğrinin tanımlanması gerekmektedir. İkinci aşamada, bu eğrilere dayalı olarak kategori yanıt olasılıkları Formül 6 kullanılarak hesaplanmaktadır (Ostini ve Nering, 2006).

$$P_{ix}(\theta) = P_{ix}^* (\theta) - P_{i(x+1)}^* (\theta) \quad \text{Formül 6}$$

Bireyin belirli bir kategorideki yanıt olasılığı, örtük özellik düzeyine, maddenin eğimine ve o kategorinin eşik parametresine dayalı olarak hesaplanmaktadır. Eşik parametresi, bir i maddesine 0.50 olasılıkla j kategorisinde tepki vermek için sahip

olunması gereken örtük özellik düzeyini ve kategori yanıt eğrilerinin θ ölçeği üzerindeki yerini göstermektedir. Eğim parametreleri ise kategori karakteristik eğrilerinin şeklini belirlemektedir. Eğim parametresi yüksek olduğunda, eğriler daha dik ve sivri olmaktadır (Embretson ve Reise, 2000). De Ayala'ya (2009) göre modelde bireyin belirli bir kategoride ya da daha üstünde yanıt verme olasılığı tanımlanmaktadır. Daha üst tepki kategorilerini seçmek daha yüksek örtük özellik düzeyine sahip olmayı gerektirmektedir. Başka bir anlatımla, bireyin sahip olduğu örtük özellik düzeyi arttıkça olumlu bir maddeye “katılıyorum” ya da “tamamen katılıyorum” gibi olumlu tepki kategorilerinde yanıt verme olasılığı artmaktadır.

Genelleştirilmiş Aşamalı Monoton Olmayan Model

İkili ve çoklu puanlanan maddeler için farklı monoton olmayan MTK modelleri geliştirilmiştir. İkili puanlanan maddelerde, Andrich ve Luo (1993; akt. Andrich, 1995) tarafından geliştirilen hiperbolik kosinüs model (hyperbolic cosine model) kullanılabilmektedir. Hiperbolik kosinüs modelde bireyin süreklilik üzerindeki yerinin maddenin yerine yakın olması durumunda bireyin maddeye katılma olasılığının arttığı; bireyin yerinin maddenin yerinin altında ya da üstünde olduğu durumda ise maddeye katılma olasılığının düştüğü kabul edilmektedir. Modelde, bir maddede gözlenen katılmıyorum yanıtının iki örtük nedeninin olduğu düşünülmektedir. Katılmıyorum yanıtını veren bireyin, örtük süreklilik üzerinde maddenin ya daha alt bir noktada ya da daha üst bir noktada bulunduğu kabul edilmektedir. Dolayısıyla bir madde için gözlenen katılmıyorum yanıtı nedeniyle elde edilen madde puanının ardında iki örtük neden bulunmaktadır. Ancak bu gözlenen madde puanı, bireyin maddeden hangi yönde uzaklaştığını gizlemektedir.

Hiperbolik kosinüs model ile birey ve maddenin göreceli yerlerinin kestirilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaç, bireyin gözlenen yanıtından yola çıkılarak, madde ve birey arasındaki yön ilişkisinin yeniden oluşturulmasıyla gerçekleştirilmektedir. Bir “katılmıyorum” yanıtı söz konusu olduğunda bireyin maddeden iki farklı yönde uzaklaşmış olma olasılığı bulunmaktadır. Bu iki ayrı olasılık katılmıyorum yanıtında iç içe geçmektedir. Modelde katılmıyorum gözlenen yanıtı, bu iki farklı yönü ortaya çıkaracak biçimde ele alınarak katılmıyorum yanıtına karşılık gelen iki örtük kategori

tanımlanmaktadır. Bu durumda Andrich (1995) gerçekte ikili derecelendirilmiş bir madde için aşağıda verilen üç yanıt kategorisinin tanımlandığını belirtmektedir;

a) Alt noktadan katılmıyorum örtük kategorisi; bireyin süreklilik üzerindeki yerinin maddenin yerinin altında olduğunu düşünmesi nedeniyle elde edilmektedir.

b) Katılıyorum kategorisi; bireyin süreklilik üzerindeki yerinin maddenin yerine yakın olduğunu düşünmesi nedeniyle elde edilmektedir.

c) Üst noktadan katılmıyorum örtük kategorisi; bireyin süreklilik üzerindeki yerinin maddenin yerinin üstünde olduğunu düşünmesi nedeniyle elde edilmektedir.

Modelde tanımlanan her örtük yanıt kategorisinin olasılığı birey, madde ve eşik parametrelerine dayalı olarak kestirilmektedir. Andrich'in modeli ikili puanlanan maddelerde monoton olmayan MTK'ya dayalı olarak kategori yanıt olasılıklarının kestirilmesini sağlamaktadır. Duyuşsal özelliklerin ölçüldüğü testlerde genellikle ikiden fazla yanıt kategorisi kullanıldığından, Roberts (1995) tarafından çoklu puanlanan maddelerde kullanılabilecek bir monoton olmayan MTK modeli geliştirilmiştir. Bu model (graded unfolding model-GUM) beş temel önermeye dayanmaktadır (Roberts, 1995; Roberts, Donoghue, Laughlin, 1999).

1) İlk önerme bireyin tek boyutlu örtük süreklilik üzerinde kendi bulunduğu noktaya yakın maddelere katılacağını ve tamamen katılıyorum, katılıyorum gibi olumlu yanıt kategorilerini seçeceğini içermektedir. δ_i ve θ_n ifadelerinin sırasıyla bir i maddesinin ve n bireyinin süreklilik üzerindeki yerini temsil ettiği düşünüldüğünde, θ_n ve δ_i arasındaki uzaklık sıfıra yaklaştıkça bireyin olumlu yanıt kategorisini seçme olasılığı yükselmektedir.

2) Bireyin bir yanıt kategorisini seçmesinin iki nedeni bulunmaktadır. Örtük sürekliliğin orta noktasında bulunan bir birey düşünüldüğünde, bu birey örtük sürekliliğin olumsuz ucunda bulunan bir maddenin üstünde yer almaktadır. Bu nedenle, bireyin üst bir noktadan maddeye katılmayacağı düşünülmektedir. Aynı birey, örtük sürekliliğin olumlu ucunda bulunan bir maddenin altında yer aldığından bu maddeye de alt bir noktadan katılmayacağı kabul edilmektedir. Tek bir gözlenen katılmıyorum yanıt kategorisi için “üst bir noktadan katılmıyorum” ve “alt bir noktadan katılmıyorum” biçiminde iki örtük yanıt kategorisi söz konusu olmaktadır. Bu şekilde, modelde her gözlenen yanıt kategorisi için iki örtük yanıt kategorisinin olduğu varsayılmaktadır.

3) Örtük yanıt kategorileri Andrich (1978)'in derecelendirilmiş ölçek modeline dayalı olarak Formül 7'de gösterildiği gibi tanımlanmaktadır.

$$Pr[Y_i = y|\theta_n] = \frac{\exp[y(\theta_n - \delta_i) - \sum_{j=0}^y \tau_j]}{\sum_{w=0}^M \exp[w(\theta_n - \delta_i) - \sum_{j=0}^w \tau_j]} \quad \text{Formül 7}$$

$Y_i = i$ maddesinde seçilen örtük yanıt kategorisi

$y = 0, 1, 2, \dots, M$

$y = 0$, i maddesinin en alt noktasından olumsuz yanıt kategorisi,

$y = M$, i maddesinin en üst noktasından yanıt kategorisi

$\theta_n = n$ bireyinin süreklilik üzerindeki yeri

$\delta_i = i$ maddesinin süreklilik üzerindeki yeri

$\tau_j = j$ örtük yanıt kategori eşiğinin süreklilik üzerindeki yeri

$M =$ örtük yanıt kategorisi sayısının bir eksiği

Modelde, dörtlü Likert tipinde bir maddede, bireyin dört gözlenen yanıt kategorisinden birinde yanıt vermesinin, maddenin altında ya da üstünde yer almasına bağlı olduğu düşünüldüğünden, her gözlenen yanıt kategorisi için iki örtük yanıt kategorisi dahil edilmektedir. Böylece dörtlü derecelendirilmiş madde için, sekiz örtük yanıt kategorisi oluşturulmaktadır. Formül 8'de gösterildiği gibi, bir kişinin belirli bir gözlenen tepki kategorisindeki yanıt olasılığı, bu kategoriye ait örtük tepki kategorilerindeki yanıt olasılıklarının toplamından oluşmaktadır.

$$Pr[Z_i = z|\theta_n] = Pr[Y_i = z|\theta_n] + Pr[Y_i = (M - z)|\theta_n] \quad \text{Formül 8}$$

$Z = i$ maddesinde gözlenen yanıt

$z = i$ maddesinin yanıt kategorileri

$M =$ Örtük yanıt kategori sayısının bir eksiği kadardır.

4) Örtük yanıtların maddelerde yerel bağımsız olduğu kabul edilmektedir. Bu nedenle belirli bir örtük özellik düzeyinde, örtük yanıtlar arasında ilişki olmadığı varsayımında bulunmaktadır.

5) Modelin son varsayımı ise örtük yanıt kategorilerinin eşik değerlerinin $(\theta_n - \delta_i) = 0$ noktasında simetrik olduğu varsayımdır. Bu varsayım bireyin süreklilik

üzerindeki yerinden $-x$ birim ya da $+x$ birim uzağında olan maddelere katılma olasılığının eşit olduğu anlamına gelmektedir. Dolayısıyla, $\sum_{j=0}^z \tau_j = \sum_{j=0}^{M-z} \tau_j$ eşitliği elde edilmektedir. Bu eşitlikten ve Formül 4'ten yararlanılarak Formül 7'de örtük yanıt kategorileri üzerinden tanımlanan model, Formül 9'da gözlenen yanıt kategorileri üzerinden tanımlanmaktadır. Formül 9, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan MTK modelinin tanımını oluşturmaktadır.

$$Pr[Z_i = z | \theta_n] = \frac{\exp[\alpha_i[z(\theta_n - \delta_i) - \sum_{j=0}^z \tau_j]] + \exp[\alpha_i[(M-z)(\theta_n - \delta_i) - \sum_{j=0}^{M-z} \tau_j]]}{\sum_{w=0}^C [\exp[\alpha_i[w(\theta_n - \delta_i) - \sum_{j=0}^w \tau_j]]] + \exp[\alpha_i[(M-w)(\theta_n - \delta_i) - \sum_{j=0}^{M-w} \tau_j]]} \quad \text{Formül 9}$$

$Pr[Z_i = z | \theta_n]$ = Kategori yanıt olasılığı

α_i = Maddenin ayırt edicilik parametresi

θ_n = Birey parametresi

δ_i = Maddenin yer parametresi

τ_j = Eşik parametresi

Z = i maddesinde gözlenen yanıt

z = i maddesinin yanıt kategorileri, $z=0$ en uç olumsuz yanıt ve $z=C$ en uç olumlu yanıt

C = Gözlenen tepki kategori sayısının bir eksiği kadardır.

M = Örtük yanıt kategori sayısının bir eksiği kadardır.

İki Faktör Modeli

Boyutluluk analizlerinde yaklaşık basit yapının varlığının test edilmesi, yaklaşık tek boyutluluk varsayımının karşılanıp karşılanmadığına ilişkin bilgi sağlamaktadır. Bu testin sonucunda yaklaşık basit yapının reddedilmesi madde setinin karmaşık yapıya sahip olduğuna işaret etmektedir. Reise, Morizot ve Hays (2007)'a göre bu durumda boyutluluğun düzeyinin ve tek boyutlu kestirimleri ne derece etkilediğinin incelenmesi önemli olmaktadır. Araştırmacılara göre, çok boyutluluğun varlığına ilişkin kanıtlar elde edildiğinde, MTK çerçevesinde yanıtlanması gereken önemli iki soru bulunmaktadır. Bu sorulardan ilki çok boyutlu model kullanmanın gerekliliği, diğeri ise hangi çok boyutlu modelin kullanılması gerektiğiyle ilgilidir. Araştırmacılar bu soruların en iyi İki Faktör Modeli (İFM-bifactor model) kullanılarak yanıtlanabileceğini ifade etmektedir.

İki Faktör Modeli, yanıt matrisindeki boyutluluğun parametre kestirimlerine etkisinin incelenmesinde ve veriye en uygun çok boyutlu modelin belirlenmesinde kullanışlı bir model olarak öne çıkmaktadır (Reise, Morizot ve Hays, 2007). Bazı araştırmacılar, İFM'nin ölçek maddelerinin tek bir ortak boyutu ölçüp ölçmediğinin, ortak boyutu ne kadar iyi ölçtüğünün ve çok boyutluluğun ölçek puanları üzerindeki etkisinin incelenmesinde diğer çok boyutlu modellerden daha uygun olduğunu düşünmektedir. Örneğin, Howard, Gagne, Morin, Wang ve Forest (2016) çok düzeyli faktör modeline sahip bir ölçme aracının boyutluluğunun incelenmesinde İFM gibi çok boyutlu modellerin kullanılmasını önermektedir.

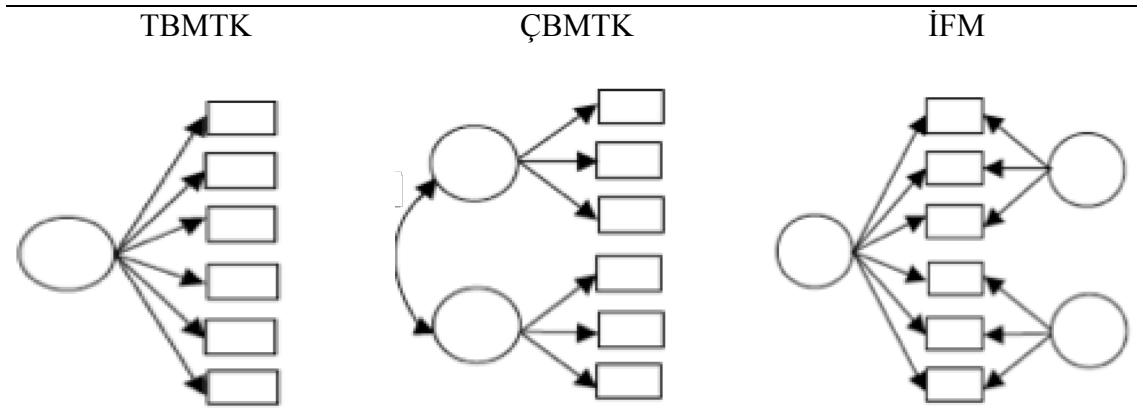
İFM, ÇBMTK modelleri içerisinde yanıt matrisinde ortaya çıkabilecek çok düzeyli yapıyı en az sınır ile modellemeyi sağlayan parametrik boyutluluk yöntemidir. İFM'de yanıt matrisinde gözlenen varyans, genel ve grup faktör olmak üzere iki ortak varyans kaynağına ayrılabilir (Berkeljon, 2012; Qinn, 2014; Brown, 2006). Bu ayırım, genel ve grup faktörlerin varyans açıklama güçlerinin karşılaştırılabilmesini sağlamaktadır. Bu da veri matrisinin boyutluluğunun değerlendirilerek psikolojik özelliğin yapısının daha iyi anlaşılmasını, uygun puanlama yolunun belirlenmesini, genel ve grup faktörlerin maddelerle ve ölçüt değişkenlerle olan ilişkilerinin ayrı ayrı incelenebilmesini sağlamaktadır (Gibbons ve Hedeker, 1992; Chen, West ve Sousa, 2006; Immekus ve Imbrie, 2008; Reise, Moore ve Haviland, 2010; Berkeljon, 2012; Reise, 2012).

ÇBMTK'nın gelişimiyle İFM gibi çok boyutlu modeller boyutluluğun analizinde daha sık kullanılmaya başlanmıştır. İFM, zekânın tanımlanmasında önemli bir rol oynamış olsa da karmaşık, çok boyutlu psikolojik özelliklerin modellenmesinde ve boyutluluğun incelenmesinde son zamanlarda daha fazla kullanılmaya başlanmıştır (Reise, 2012; Periard, 2016). İFM, maddeler arasındaki kovaryansın birbirlerine dik olan genel faktör (G) ve grup faktörler (S) ile açıklanabileceğini varsaymaktadır. Modelde, her maddenin genel faktörle ve grup faktörlerden biriyle olan ilişkisi tanımlanmaktadır. Böylece model, maddeler arasındaki kovaryansı, tüm maddeler için ortak olan bir genel faktöre ve bir ya da daha fazla sayıda grup faktöre bölmektedir. Kovaryansın, genel ve grup faktörlere bölünmesi modelde kabul edilen faktörlerin dik olduğu varsayımı ile mümkün olmaktadır. Bu varsayım, tüm maddeler tarafından paylaşılan ortak varyansı genel faktörle ve madde kümeleri tarafından paylaşılan

varyansı ise grup faktörle açıklamaya zorlamaktadır (Holzinger ve Swineford, 1937; Gibbons ve Hedeker, 1992; Chen, West ve Sousa, 2006; Immekus ve Imbrie, 2008; Howard, Gagne, Morin, Wang ve Forest, 2016).

Tek ve çok boyutlu modellerden farklı olarak, İFM’de her madde, biri genel faktörde biri grup faktörde olmak üzere yalnızca iki faktörde yük vermektedir. Genel faktör, test ile ölçülmek istenen örtük özelliktir ve tüm maddeler tarafından paylaşılan kovaryansı açıklamaktadır. Grup faktörler ise aynı kümede yer alan maddeler arasındaki genel faktörden bağımsız kovaryansı açıklamaktadır. İki faktör modelinin en önemli varsayımı diklik varsayımdır (Barış ve Gülleroğlu, 2018). Diklik varsayımı nedeniyle genel faktör ve grup faktörler arasında ilişki bulunmamaktadır (Deng, Wells ve Hambleton, 2008).

İFM, iç içe yuvalanmış model ya da çok düzeyli faktör model olarak da adlandırılmaktadır (Qinn, 2014). ÇBMTK modellerinde, maddeler birden fazla boyutta yüke sahip olduğunda böyle bir model karmaşık yapılı; maddeler yalnızca bir boyutta yüke sahip olduğunda ve test birden fazla boyutu kapsadığında böyle bir model basit yapılı çok boyutlu model olarak adlandırılmaktadır. İFM’de maddeler için iki faktörde ayırt edicilik parametresi kestirildiğinden, bu model ilişkisiz faktörlere sahip karmaşık yapılı bir ÇBMTK modeli olarak da kabul edilmektedir (Li, 2012). Şekil 5’te sırasıyla TBMTK, ÇBMTK ve İFM gösterimleri yer almaktadır.



Şekil 5. Tek ve Çok Boyutlu Modeller

Reise (2012)’ye göre Şekil 5’te gösterilen İFM, çok ve tek boyutlu modelleri kapsayan bir modeldir. İFM’de maddeler için genel faktörde kestirilen ayırt edicilik

parametreleri sıfıra sabitlendiğinde ve grup faktörler arasındaki diklik sınırı serbest bırakıldığında, İFM'den ÇBMTK modeli (ilişkili kümeler modeli) çıkarılabilmektedir. İFM'de maddeler için grup faktörlerde kestirilen ayırt edicilik parametreleri sıfıra sabitlendiğinde, İFM'den TBMTK modeli türetilmektedir. İFM'ye dayalı kestirimler yapısal eşitlik modellemesine ve MTK'ya dayalı olarak iki farklı çerçevede yapılabilmektedir. İki farklı çerçevede kestirilen parametrelerin birbirine dönüştürülebilmesini sağlayan formüller bulunmaktadır (Thissen ve Wainer, 2001). ÇBMTK çerçevesinde ikili puanlanan maddelerde kullanılabilecek iki parametrelilik İFM'nin lojistik fonksiyonu Formül 10'da gösterilmektedir.

$$P(X_i = 1|\theta_j, a_i, d_i) = \frac{1}{1 + e^{-(a_{iG}\theta_G + a_{iS}\theta_S + d_i)}} \quad \text{Formül 10}$$

Formül 10, İFM'ye dayalı olarak ikili puanlanan bir maddedeki doğru yanıt olasılığının fonksiyonunu göstermektedir. Formülde, θ_G bireyin genel faktörde, θ_S ise k sayıda grup faktörden birinde sahip olduğu örtük özellik düzeyini göstermektedir. Ayrıca, a_{iG} ve a_{iS} sırasıyla maddenin genel ve grup faktörden birindeki ayırt edicilik parametrelerini ifade etmektedir. Formülde verilen model fonksiyonundan da görülebileceği gibi herhangi bir madde için biri genel faktörde diğeri grup faktörlerden birinde olmak üzere iki ayırt edicilik parametresi kestirilmektedir. D_i ise ÇBMTK modellerinde olduğu gibi maddenin güçlüğü ile ilgili parametreyi ifade etmektedir (DeMars, 2006; Reckase, 2009).

İFM ile maddelerin ölçtüğü baskın bir boyutun olup olmadığına, ölçme aracında alt boyutların tanımlanmasının gerekli olup olmadığına, maddelerin çok boyutlu bir yapı gösterip göstermediğine, madde düzeyindeki karmaşık yapıyı yansıtacak bir modele gereksinim olup olmadığına ilişkin zengin bilgi elde edilebilmektedir. Örneğin, maddelerin genel faktörle yüksek, grup faktörlerle zayıf ilişkiye sahip olması, bireyler için testin bütününden bir toplam puanın hesaplanmasının uygun olduğuna işaret etmektedir. Tersine, maddelerin genel faktörle ilişkilerinin zayıf, grup faktörlerle ilişkilerinin yüksek olması, testin bütünü için bir toplam puan hesaplamasının yerine, alt boyutlar için hesaplanacak toplam puanların kullanılmasının daha doğru olacağını göstermektedir. Maddelerin hem genel hem de grup faktörlerle ilişkilerinin yüksek olması ise maddelerin karmaşık bir yapıya sahip çok boyutlu maddeler olduğuna işaret

etmektedir ve böyle bir durumda veriyi en iyi İFM yansıtmaktadır (Reise, Moore ve Haviland, 2010; Brown, Finney ve France, 2011; Reise, 2012).

DIMTEST Boyutluluk Analizi

MTK çerçevesinde Nandakumar ve Stout (1993) tarafından geliştirilmiş parametrik olmayan boyutluluk yöntemlerinden biri DIMTEST'tir. Parametrik olmayan boyutluluk analizleri özellikle yaklaşık basit yapının sağlanıp sağlanmadığı sorusuna odaklanmaktadır. Parametrik olmayan yöntemler, örtük değişken dağılımına ya da örtük değişken ve madde puanı arasındaki ilişkinin formuna ait varsayımlarda bulunmadıklarından böyle adlandırılmaktadır (Zhang, 2016). Bu yöntemde, madde yanıt fonksiyonlarının formuna ya da örtük değişken dağılımına ilişkin hiçbir parametrik varsayımda bulunulmamaktadır. Ayrıca, parametrik olmayan boyutluluk analizleri içerisinde yalnızca DIMTEST yaklaşık basit yapının varlığına ilişkin hipotez testi yürütülmesine izin vermektedir.

DIMTEST analizi, maddelerin yaklaşık basit yapıyı sağlama derecesini değerlendirmeyi ve madde-yanıt matrisinin boyutluluğunu test etmeyi sağlamaktadır. DIMTEST bu testi ölçme aracında yer alan maddeleri AT (değerlendirme alt testi) ve PT (bölümleme alt testi) olarak adlandırılan alt testlere ayırarak yapmaktadır (Stout vd., 1996). Ölçme aracında yer alan maddeler içerisinde aynı boyutu ölçen belirli sayıda madde AT testine seçilmektedir. Bu maddeler uzman görüşüne dayalı olarak belirlenebileceği gibi faktör analizi ya da DETECT gibi farklı boyutluluk analizleri ile elde edilen bulgulara dayalı olarak da belirlenebilmektedir. Geriye kalan maddeler ise PT testinde yer almaktadır. PT testi bireylerin ilgili örtük özelliğe sahip olma düzeylerinin belirlenmesi ve bu düzeylere dayalı olarak bireylerin belirli sayıda alt gruba ayrılması için kullanılmaktadır (Stout, Nandakumar ve Habing, 1996; Nandakumar, Yu, Li ve Stout, 1998).

DIMTEST, aynı PT puanına sahip her alt grupta, bireylerin AT maddelerine verdikleri yanıtlara dayalı olarak boyutluluk analizi yapmaktadır. Bunun için, her alt grupta AT maddelerine verilen yanıtlara dayalı olarak grup ve madde varyansları hesaplanmaktadır. Bu değerler arasındaki farklar kullanılarak maddeler arasındaki koşullu kovaryans değerleri elde edilmektedir. Son olarak da koşullu kovaryanslara

dayalı olarak hesaplanan istatistik (T-istatistiği) kullanılarak yaklaşık tek boyutluluğun karşılanıp karşılanmadığı test edilmektedir (Sijtsma, 2004).

Walker, Azen ve Schmitt (2006)'e göre, maddeler arasındaki kovaryanslar aynı PT puanına sahip k sayıda alt grupta, toplam puan varyansı ve madde varyansı farklarına dayalı olarak hesaplanabilir çünkü toplam test puanı varyansı Formül 11'de gösterildiği biçimde elde edilmektedir.

$$\sigma_x^2 = \sum_{i=1}^{N_i} p_i q_i + 2 \sum Cov(U_i, U_l) \quad \text{Formül 11}$$

Formül 11'de eşitliğin sağ tarafında maddeler arası kovaryans toplamına karşılık gelen ifade yalnız bırakıldığında, maddeler arası kovaryansın Formül 12'de gösterildiği gibi toplam test puan varyansı ve madde varyanslarının farkı biçiminde ifade edilebildiği görülmektedir.

$$\frac{\sigma_x^2 - \sum_{i=1}^{N_i} p_i q_i}{2} = \sum Cov(U_i, U_l) \quad \text{Formül 12}$$

Formül 12'de görüldüğü gibi test maddeleri arasındaki kovaryansların toplamı, testten elde edilen toplam puanların varyansı ve madde varyanslarının toplamı arasındaki farka eşit olmaktadır. DIMTEST analizinde, yanıtlayıcı grubu PT puanlarına dayalı olarak k sayıda alt gruba ayrılmaktadır. Her k alt grubunda, AT testinde yer alan maddeler arasındaki koşullu kovaryansların toplamı Formül 13'te gösterildiği gibi hesaplanmaktadır (Walker, Azen ve Schmitt, 2006).

$$T_{L,k} = \frac{\sigma_{X,k}^2 - \sum_{i=1}^N p_{i,k} q_{i,k}}{2} \quad \text{Formül 13}$$

Formül 13'te $T_{L,k}$ ifadesi k grubunda hesaplanan AT maddeleri arasındaki koşullu kovaryansların toplamına karşılık gelmektedir. Yaklaşık tek boyutluluğun istatistiksel olarak test edilebilmesi için, toplam puan varyansı ile madde varyansı farklarının standart bir ölçeğe dönüştürülmesi gerekmektedir. Bu dönüşüm, Formül

14'te gösterildiği gibi farkların $T_{L,k}$ varyansına bölünmesiyle yapılarak, DIMTEST T-istatistiği hesaplanmaktadır.

$$T_L = \frac{\sum_{k=1}^K T_{L,k}}{\sqrt{\sum_{k=1}^K S_k^2}} \quad \text{Formül 14}$$

Formül 14'te T_L DIMTEST T-istatistiğini, $T_{L,k}$ her k alt grubunda hesaplanan koşullu kovaryansları, S_k^2 ise $T_{L,k}$ varyansını göstermektedir. AT testlerinde yer alan maddeler arasındaki koşullu kovaryansların, testin tek boyutlu olması durumunda sıfıra yakın, testin çok boyutlu olması durumunda ise daha büyük olması gerekmektedir. AT ve PT testleri aynı boyutu ölçüyorsa, küçük ve anlamlı olmayan bir T istatistiğinin elde edilmesi beklenmektedir (Walker, Azen ve Schmitt, 2006).

Bu bölüme kadar Akademik Güdülenme Ölçeği maddelerinden elde edilen madde yanıt matrisinin boyutluluğunun incelenmesinin amaçlandığı bu araştırmanın istatistiksel temelini oluşturan Madde Tepki Kuramı ve bu kurama dayalı olarak geliştirilmiş farklı modellere değinilmiştir. Bu araştırmanın psikolojik temelini ise güdülenme kuramları ve Akademik Güdülenme Ölçeği'nin temelinde yer alan Öz Belirleme Kuramı oluşturmaktadır. Bu nedenle, bu bölümün devamında güdülenme, güdülenme kuramları ve Öz Belirleme Kuramı'na ait bilgilere yer verilmektedir.

Güdülenme ve Güdülenme Kuramları

Araştırmacılar tarafından güdülenmeye ilişkin farklı tanımlar yapılmaktadır. Franken (1994) güdülenmeyi, bireyi davranışta bulunmaya iten, davranışını yönlendirmesini ve sürdürmesini sağlayan içsel güç biçiminde tanımlamaktadır. Viau (2009), okul öğrenmeleri bağlamında güdülenmeyi, “kaynağını öğrencinin kendisine ve çevresine ilişkin algılarından alan, öğrenciyi öğrenmesi amacıyla kendisine sunulan etkinliğe odaklayan ve onu tamamlama kararlılığı kazandıran bir yapı” şeklinde tanımlamaktadır. Güdülenmenin tanımlarında, belirli bir davranışın seçilmesi, davranışı gerçekleştirirken bir çabanın gösterilmesi ve davranışın sürdürülmesi olmak üzere insan davranışının birbiriyle ilişkili üç yönü üzerinde uzlaşılmaktadır (Dörnyei, 2000).

Alanyazında güdülenmeye ilişkin çeşitli açıklamalar yapılmaktadır. Davranışçılığın etkisi altında yapılan erken çalışmalarda, güdülenme uyarıcı ile tepki arasında kurulan bağ sonucu oluşan alışkanlık durumlarıyla açıklanmaktadır. Bu görüşe göre bireyin davranışları, denetleyemediği çevresel etmenler tarafından yönetilmekte ve davranış istenen yönde koşullanabilmektedir. Davranışçı kuramlar, güdülenmeyi, davranışın gerçekleşme sıklığındaki artış olarak görmektedir. Önemli bir davranışçı öğrenme kuramı olan klasik koşullanma kuramında, koşulsuz bir uyarıcının nötr bir uyarıcıyla eşleştirilerek, koşullu tepkinin elde edildiği kabul edilmektedir. Bir başka davranışçı kuram olan pekiştirme kuramında, olumlu ve olumsuz pekiştireç, davranışın yapılma sıklığını arttırırken; ceza azaltmaktadır. Pekiştirme kuramının okul uygulamalarındaki yansıması ödül, ceza ve not sistemlerinde kendisini göstermektedir. Davranışçı kuramlara ek olarak, 20. yüzyılın ilk yarısında güdülenme ve öğrenme üzerinde etkili olan dürtü kuramlarında, birey temel bir bileşenin yokluğu nedeniyle (yiyecek, su gibi) bir eksiklik hissettiğinde, bu dürtü bireyin harekete geçmesine neden olmaktadır. Eksikliği hissedilen bu bileşen elde edildiğinde dürtü azalmakta ve eksiklik giderilmektedir (Onaran, 1981; Ün-Açıkgöz, 1996; Schunk, Meece ve Pintrich, 2014).

İnsancıl yaklaşıma ve temel psikolojik ihtiyaçların giderilmesine dayanan bir güdülenme kuramı Maslow (1954) tarafından geliştirilmiştir. İnsancıl kuramlar, davranışçı kuramların temel ilkelerine karşı çıkmakta, insanların beceri ve potansiyellerine vurgu yapmaktadır. İnsanların seçim yapabildiklerini ve kendi yaşamları üzerinde kontrol sahibi olduklarını kabul etmektedir. Kuram, bilincinde olunmayan içsel güçleri ve dışsal uyarıcıları davranışların nedeni olarak kabul etmemektedir. Maslow'un kuramında insan gelişimindeki önemleri açısından bireylerin gereksinimleri en temelden en gelişmişe doğru giden bir sıradüzen (hiyerarşi) içinde sınıflanmaktadır. Maslow, birey davranışlarının karşılanmamış bu gereksinimler nedeniyle başlatıldığı ve sürdürüldüğünü düşünmektedir. Bu sıradüzenin üst noktalarında kendini gerçekleştirme gibi gelişim gereksinimleri yer almaktadır. Bu gereksinim kişiliğin gelişimi açısından önemli görülmektedir. Ancak, bu gelişim gereksinimleri, daha alt düzeydeki ihtiyaçlar giderilmeden karşılanamamaktadır (Maslow, 1954; Schunk, Meece ve Pintrich, 2014; Forbes, 2015).

Bilişsel güdülenme kuramları zihinsel yapıların ve inançların oluşturulma süreçlerine odaklanmaktadır. Sosyal Bilişsel Kuram'da, bireyin bir davranışın

sonucunda alacağı pekiştirmeye ilişkin beklentisine önem verilmektedir. Hatta davranışın gösterilmesi için pekiştirmeye ilişkin bireysel bir deneyime sahip olmaya gerek olmaksızın; başkalarının davranışlarına yapılan pekiştirmelerin de güdülenmeyi sağladığı kabul edilmektedir. Örneğin, bilişsel bir güdülenme kuramı olan Başarı Güdüsü Kuramı'nda, bireyin bir göreve yaklaşma ya da görevden kaçınma davranışlarına odaklanılmaktadır. Davranışlar üzerinde bu güdülerden hangisinin etkili olacağına, bireyin beklentilerinin rol oynadığı düşünülmektedir. Bireyin başarılı olma beklentisi yüksek olduğunda, başarılı olmaya güdülenirken; davranışının sonucunda başarıya ulaşma beklentisi düşük olduğunda, birey başarısızlıktan kaçınmaya güdülenmektedir (Stipek, 1998)

Bir diğer bilişsel güdülenme kuramı olan Atıf Kuramı'nda, insanların, olayların neden ortaya çıktığına ilişkin bir yanıt aradıkları varsayılmaktadır. Bireylerin, algıladıkları nedenler, yorumlarını ve benzer durumdaki davranışlarını etkilemektedir. Bir başarısızlık, birey tarafından bilişsel açıdan yetersiz olmasıyla açıklandığında, bireyin duyguları bundan olumsuz etkilenmekte ve birey çaresizlik duygusuna kapılmaktadır (Dweck 1975; Weiner, 2000)

Öz Değer Kuramı, en temelde insanların doğası gereği tehdit altında olduğu zaman kendi öz değer algılarını korumaya çalıştıklarını varsaymaktadır. Öğrenciler okulda başarısızlıkla karşılaştıklarında öz değerlerini korumak için, etkinliklere daha az katılarak, daha az çaba göstererek, çok kolay görevler seçerek başarısızlık durumlarında kendi yetenek algılarını ve öz değerlerini korumaya güdülenmektedir (Freedman, Sears ve Carlsmith, 1993; Stipek, 1998; Lunenburg, 2011; Gagne, 2014).

Deci (1975)'ye göre davranışçı güdülenme kuramları bireylerin bilişsel süreçlerini, bilişsel kuramlar da insanların davranışlarını başlatan gereksinimlerini göz ardı etmektedir. Gereksinim kuramları ise, davranışı başlatan güce ilişkin açıklama sağlasa da bireyin davranışlarını hedefe yönlendiren bilişsel süreçlere odaklanmamaktadır. Deci ve Ryan'a (1985) göre bir güdülenme kuramı, hem davranışı başlatan gereksinimleri, hem de bireyin davranışını bilişsel olarak nasıl düzenlediğini açıklamalıdır. Deci ve Ryan tarafından geliştirilen Öz Belirleme Kuramı (ÖBK)'da güdülenme, birey gereksinimlerinin ve davranışlarının düzenlenmesi bağlamında açıklanmaktadır.

Öz Belirleme Kuramı

ÖBK’da güdülenme yetkinlik, özerklik ve ilişki ihtiyaçları temelinde tanımlanmaktadır (Ryan ve Deci, 2000a; Ryan, Rigby ve Przbylski, 2006). Deci’ye (1975) göre yetkinlik ihtiyacı bireyleri, kapasiteleri için en uygun düzeydeki güçlükleri arama ve bu güçlüklerin üstesinden gelmeye yönlendirmektedir. Yetkinlik gereksinimi bireylerin kapasitelerini ve becerilerini geliştirme, uygun güçlük durumlarını arama ve bu durumların üstesinden gelme isteğini yansıtmaktadır (Reeve ve Sickenius, 1994). Özerklik gereksinimi bir görev yapılırken birey tarafından algılanan istenç (irade) ya da istek ile ilişkilidir. Özerklik bireyin davranışını içsel olarak kabul etmesi, bireyin davranışının kendisinden kaynaklanması durumudur (Deci ve Ryan, 1987; Deci, Koestner ve Ryan, 1999). ÖBK’da belirlenen bu gereksinimler temelinde tek boyutlu özerklik sürekliliği üzerinde sıralandığı kabul edilen farklı güdülenme türlerinden bahsedilmektedir (Ryan ve Deci, 2000a; 2000b).

Ryan ve Deci’ye (2000b) göre özerklik sürekliliğinin en solunda yer alan güdülenememe, birey gösterilecek davranışa değer vermediğinde, kendisini davranış yapmak için yeterli hissetmediğinde ya da davranışın istenen sonuca ulaştırmayacağını düşündüğünde ortaya çıkmaktadır. Süreklilik üzerinde bir sonraki güdülenme türü olan dışsal güdülenme ise dışsal düzenlemenin en düşük düzeyini yansıtmaktadır. Bu düzeyde davranış ödül, ceza gibi dışsal koşullar yönlendirmektedir. Ailesi tarafından ödüllendirileceği için ödevini yapan öğrenci, ödüllendirilmeye bağlı olarak bir etkinlik yaptığından dışsal uyarıcılarla güdülenmektedir. Bu düzeyde birey öz belirleme yapmamakta, aksine tamamen kendisi dışındaki koşullar tarafından yönlendirilmektedir. İçer atma düzeyinde birey, öz değerini koruma ya da suçluluk, utanç hislerinden kaçınma amacıyla davranış yapmaya güdülenmektedir. İçer atma düzeyinde davranış bir miktar içselleştirilmekte ve dışsal koşullardan çok bireyden kaynaklanmaktadır. Ancak davranış bireyin içsel yapısıyla özdeşleşmemiştir ve baskı, zorunluluk hisleriyle yapılmaktadır. Ödevlerini yapmadığından dolayı suçlu hissettiği için güdülenen birey dış koşullara uyum sağlamak ancak dış koşullar bireyin diledikleri ve istedikleriyle tam bir uyum içerisinde bulunmamaktadır (Vansteenkiste, Lens ve Deci, 2006; Ryan, Patrick, Deci ve Williams, 2008; Viau, 2009).

Özdeşim düzeyinde birey, sonuçlarının kendisi için önemli olduğunu hissettiğinden dolayı bir etkinliği yapmaktadır. Matematik dersinde yüksek notlar alma

amacıyla ek çalışmalar yapmaya karar veren öğrenci özdeşim düzeyinde etkinlikte bulunmaya güdülenmektedir. Öğrencinin öğrenmeden dolayı değil de; bir etkinliğin sonuçlarına bağlı olarak güdülenmesinden dolayı özdeşim dışsal güdülenme düzeyinde kalmaktadır. Bununla birlikte, özdeşim düzeyinde kişi öz belirleyici olmaya başlamaktadır. Bütünleştirme, içsel güdülenmeye en yakın düzey olarak tanımlanmaktadır. Kendi özel amaçlarına uygun olduğu için etkinliklere odaklanan birey bu düzeyde güdülenmektedir. İş yaşamında doğru iletişim kurması gerektiğini bildiği için yabancı dil dersleri almayı kabul etmesi, bireyin bütünleşik bir düzenleme düzeyine ulaştığını ve güdülenmenin dışsal koşullardan bağımsız olduğunu göstermektedir. Ancak bu güdülenme türü de hâlâ dışsaldır. Davranışın kaynağı isteğe dayalı ve içsel olsa da etkinlik, keyif alındığı için değil, belirli bir sonuca ulaştırmada etkili olacağı inancı ve bunun sonucunda etkinliğe verilen değer nedeniyle yapılmaktadır (Deci ve Ryan, 2000; Viau, 2009). Deci (1975), sürekliliğin en uç noktasında bulunan içsel güdülenmenin özerk davranışın bir örneği olduğunu ve bireylerin içsel ilgilerini izlemede özgür hissettikleri durumda gösterdikleri davranışların içsel güdülenmeyi temsil ettiğini düşünmektedir.

BÖLÜM 3

YÖNTEM

Bu bölümde araştırmanın modeli, çalışma grubu, veri toplama araçları ve verilerin çözümlenmesi başlıkları yer almaktadır.

Araştırmanın Modeli

Bu çalışma, Akademik Güdülenme Ölçeği maddelerinin boyutluluk ve monotonluk varsayımlarına uygunluğu açısından bilgi sağlaması yönüyle betimsel, boyutluluğun farklı MTK modellerinin model veri uyumuna dayalı olarak karşılaştırılmasına dayalı olarak incelenmesi yönüyle de temel bir araştırma niteliğindedir. Karasar (2005) tarafından belirtildiği gibi temel araştırmalar kuram düzeyinde var olan bilgilere yenilerini katmayı amaçlamaktadır.

Çalışma Grubu

Araştırmanın çalışma grubunu 2016-2017 eğitim-öğretim yılı güz döneminde Ankara Üniversitesi'nin Eğitim Bilimleri, Siyasal Bilgiler, İletişim, Mühendislik, Dış Hekimliği, Veteriner ve Hukuk Fakültelerinde öğrenimini sürdüren üçüncü ve dördüncü sınıf öğrencileri oluşturmaktadır. Çizelge 1'de, çalışma grubunda yer alan öğrencilerin, fakülte, bölüm, cinsiyet ve sınıf düzeyine göre dağılımları verilmiştir.

Çizelge 1

Çalışma Grubunun Fakülte, Bölüm, Sınıf Düzeyi ve Cinsiyete Göre Dağılımı

Fakülte	Bölüm	Sınıf Düzeyi		Cinsiyet		T
		3	4	K	E	
Eğitim Bilimleri	Sınıf Öğretmenliği	62	48	82	28	110
	Zihin Engelliler Öğretmenliği	49	28	45	32	77
	Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık	71	50	100	21	121
	Sosyal Bilgiler Öğretmenliği	27	36	39	24	63
	Bilgisayar ve Eğitim Teknolojileri	0	28	13	16	29
	Okul Öncesi Öğretmenliği	0	37	33	4	37
	Toplam	209	227	312	125	437

(devam ediyor)

Çizelge 1 (devam)

Çalışma Grubunun Fakülte, Bölüm, Sınıf Düzeyi ve Cinsiyete Göre Dağılımı

Fakülte	Bölüm	Sınıf Düzeyi		Cinsiyet		T
		3	4	K	E	
Siyasal Bilgiler	Maliye	12	13	2	23	25
	İşletme	25	32	31	26	57
	Siyaset Bilimi ve Kamu Yönetimi	17	31	27	21	48
	Uluslararası İlişkiler	39	56	44	51	95
	Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri	19	21	26	14	40
	Toplam	112	153	130	135	265
İletişim	Gazetecilik	24	36	33	27	60
	Halkla İlişkiler ve Tanıtım	44	43	53	34	87
	Radyo, Televizyon ve Sinema	23	39	29	33	62
	Toplam	91	118	115	94	209
Mühendislik	Kimya Mühendisliği	39	60	70	29	99
	Fizik Mühendisliği	13	43	28	28	56
	Toplam	52	103	98	57	155
Diş Hekimliği	Diş Hekimliği	172	131	202	101	303
Veteriner	Veteriner Hekimliği	60	128	78	110	188
Hukuk	Hukuk	170	131	205	96	301
Genel Toplam		875	983	1132	726	1858

Çizelge 1'e göre, çalışma grubunu oluşturan öğrencilerin %47'si üçüncü sınıf, %53'ü dördüncü sınıf öğrencisidir. Öğrencilerin %39'u erkek; %61'i kadındır. Çalışma grubunda yer alan öğrencilerin %23.5'i Eğitim Bilimleri Fakültesi, %8.3'ü Mühendislik Fakültesi, %11.2'si İletişim Fakültesi, %14.3'ü Siyasal Bilgiler Fakültesi, %10.1'i Veteriner Fakültesi, %16.2'si Hukuk Fakültesi, %16.3'ü Diş Hekimliği Fakültesi öğrencisidir. Çoklu puanlanan maddelerde yanıtların belirli bir kategoride yığılması ve diğer kategorilerde yanıt veren kişi sayısının az olması madde parametre kestirimlerini olumsuz etkileyeceğinden, çalışma grubunda yer alan öğrencilerin güdülenme düzeyleri bakımından ayrışık (heterojen) dağılmasına dikkat edilmiştir. Bu nedenle, çalışma grubunu oluşturan öğrenciler farklı fakültelerden seçilmiştir. Üniversite yaşamına ilişkin daha bilinçli görüş ve tutumlar geliştirmiş oldukları düşünülen 3. ve 4. sınıf öğrencileri üzerinde uygulama yapılmıştır. Araştırmaların MTK model kestirimlerinin doğru olabilmesi için örneklem büyüklüğüne ilişkin ortaya koyduğu bulgular 750 kişinin üzerinde bir örneklem büyüklüğüne işaret etmektedir (De Ayala, 1993). Bu nedenle araştırma grubunun büyüklüğünün 750 kişiden fazla olmasına dikkat edilmiştir.

Veri Toplama Araçları

Araştırmada gereksinim duyulan veriler Akademik Güdülenme Ölçeği kullanılarak toplanmıştır.

Akademik Güdülenme Ölçeği

Fransızca olarak geliştirilen ölçeğin İngilizceye uyarlanması Vallerand ve diğerleri (1992) tarafından yapılmıştır. Ölçeğin deneme formu 10 öğrenci üzerinde denenerek bir pilot uygulama yapılmıştır. Asıl uygulama yaş ortalamaları 20 olan 745 üniversite öğrencisi üzerinde gerçekleştirilmiştir. Ölçeğin yapı geçerliğinin incelenmesi amacıyla yapılan doğrulayıcı faktör analizi sonucunda yedi faktörlü yapı için kabul edilebilir uyum değerleri elde edilmiştir, $\chi^2=748.64$ (sd=303, $p<0.001$), NFI=0.93, AGFI=0.91, GFI=0.94. Ölçeğin alt boyutları için elde edilen Cronbach Alfa güvenilirlik katsayıları 0.83 ile 0.86 arasında değişmektedir. Ölçek için hesaplanan test tekrar test güvenilirlik katsayısı ise 0.79'dur.

Akademik Güdülenme Ölçeği'nin İngilizce'den Türkçe'ye uyarlanması Karagüven (2012) tarafından yapılmıştır. Dil eşdeğerliği için İngiliz dili üzerinde öğrenim gören son sınıf öğrencileri üzerinde önce İngilizce formlar, iki hafta sonra da Türkçe formlar uygulanarak veri toplama işlemi gerçekleştirilmiştir. Ölçeğin Türkçe'ye uyarlanan formunun yapı geçerliğinin incelenmesi amacıyla açımlayıcı ve doğrulayıcı faktör analizi yapılmıştır. Doğrulayıcı faktör analizi sonucunda model veri uyumu istatistiklerinin yüksek olduğu ve özgün ölçeğin yedi faktörlü yapısının doğrulandığı belirtilmektedir, $\chi^2=1017.74$ (sd=326, $p<0.05$), AGFI=0.81, CFI=0.94, SRMR=0.65, RMSEA=0.73. Çalışmada ölçeğin boyutları; İçsel Motivasyon (Bilme, Başarma, Uyarım), Dışsal Motivasyon (Dışsal Düzenleme, İçe Yansıyan, Belirlenmiş) ve Motivasyonsuzluk olarak adlandırılmıştır.

Verilerin Çözümlemesi

Akademik Güdülenme Ölçeği'nin Geçerlik ve Güvenirliğinin İncelenmesi

Geliştirme ve uyarlama çalışmalarında AGÖ'ye ilişkin elde edilen yedi faktörlü yapının, bu araştırma grubu için geçerliğinin incelenmesi amacıyla doğrulayıcı faktör analizi yapılmıştır. Doğrulayıcı faktör analizi, ölçeğin faktör yapısını ve yapı geçerliğini

incelemek, ölçek boyutlarını, maddeler ile faktörler arasındaki ilişkileri doğrulamak için sıklıkla kullanılan bir tekniktir (Brown, 2006; Harrington, 2009). Doğrulamalı faktör analizinin yapılabilmesi için, örneklem setinde karşılanması gereken örneklem büyüklüğü, çoklu bağlantı, normallik, uç değer gibi varsayımların test edilmesi gerekmektedir (Byrne, 2001; Thompson, 2004). Veri, uç değerler açısından incelenirken z puanı ± 3.29 aralığını geçen ve Mahallanobis uzaklığının anlamlılık değeri 0.01'den küçük olan 20 kişi uç değer olarak kabul edilerek veri setinden çıkarılmıştır (Tabachnick ve Fidell, 2001). Lee (2007), faktör analizi için 1000 kişilik örneklem büyüklüğünün mükemmel olduğunu ifade etmektedir. Bu araştırmanın çalışma grubu 1858 kişiden oluştuğundan, örneklem büyüklüğünün yeterli olduğu kabul edilmiştir.

Madde puanlarının, ölçeğin alt boyutlarından ve ölçeğin tamamından elde edilen toplam puanların normallik varsayımı açısından uygunluğu çarpıklık ve basıklık değerlerine dayalı olarak incelenmiştir. Kline (2011) tarafından 3'ten küçük çarpıklık ve basıklık değeri biçiminde tanımlanan sınır değerleri aşan bir değere rastlanmamıştır. Çoğu faktör analizi yöntemi için çoklu bağlantılılık bir problem oluşturmaktadır. Bu nedenle, çoklu bağlantılılık problemini oluşturan değişkenlerin veri setinden çıkarılması gerekmektedir (Tabachnick ve Fidell, 2001). Veride çoklu bağlantı durumu incelenirken Kline (2011) tarafından belirtilen tolerans değerinin 0.10'dan büyük, varyans artış faktörünün (VIF) 10'dan küçük olması ölçüt olarak alınmıştır. Tolerans değerleri, 0.38 ile 0.88; VIF değerleri de 1.13 ile 2.76 aralığında olduğundan, değişkenler arasında çoklu bağlantı probleminin olmadığına karar verilmiştir. Doğrulamalı faktör analizinin bir diğer gerekliliği verinin kayıp değerler açısından incelenmesidir. Bu nedenle analiz yapılmadan önce veri üzerinde kayıp veri incelemesi yapılmıştır.

Araştırma verisi, kayıp değerler açısından incelenmiş ve kayıp veri miktarının %2 olduğu görülmüştür. Geniş bir örneklem grubunda bir değişkendeki kayıp veri miktarının %5'in altında olması durumunda, kayıp veri nedeniyle oluşacak hatalar ihmal edilebilmektedir (Acuna ve Rodriguez, 2004; Mcknight, McKnight, Sidani ve Figueredo, 2007). Ancak, kayıp veri mekanizması kayıp veri miktarından daha önemli görülmektedir. Veri matrisi üzerinde tümüyle seçkisiz olarak dağılan kayıp veriler daha az probleme neden olurken, seçkisiz olmayan kayıp veriler sonuçların genellenebilirliğini etkilediğinden önemli sorunlara neden olmaktadır (Mcknight, McKnight, Sidani ve Figueredo, 2007; Tabachnick ve Fidell, 2001)

Kayıp veri mekanizması, kayıp veri oluşma olasılığının, gözlenen değişkenlerle olan ilişkilerine dayalı olarak tümüyle seçkisiz kayıp, seçkisiz kayıp ve seçkisiz olmayan kayıp biçiminde sınıflanmaktadır. Bir değişkendeki kayıp veri olasılığı, o değişkenin ve araştırmadaki diğer gözlenen değişkenlerin değerlerine bağlı olmadığında, kayıp verinin tümüyle seçkisiz dağıldığı kabul edilmektedir (Schafer, 1997). Yaygın olarak kullanılan çift bazında silme gibi klasik kayıp veriyle baş etme yöntemleri tümüyle seçkisiz kayıp varsayımının sağlanmasını gerektirmektedir (Gelman ve Hill, 2007). Kayıp verilerin tümüyle seçkisiz dağılıp dağılmadığı Little MCAR testi ile incelenmektedir. Bu testten elde edilen sonucun anlamlı olmaması, kayıp verilerin tümüyle seçkisiz dağıldığını göstermektedir (Allison, 2002). Araştırma verisi üzerinde yapılan Little MCAR testi sonucu anlamlıdır, $\chi^2=1464.047$, $sd=1156$, $p<0.05$. Bu sonuç, kayıp verilerin tümüyle seçkisiz dağılmadığı anlamına gelmektedir.

Bir değişkendeki kayıp veri olasılığının o değişkenin değerine bağlı olmaması, araştırmadaki diğer gözlenen değişken değerlerine bağlı olması durumunda kayıp verinin seçkisiz dağıldığı kabul edilmektedir (Schafer, 1997). Tümüyle seçkisiz ve seçkisiz kayıp veri mekanizması arasında karar vermek için kullanılabilecek bir test bulunmamaktadır (Enders, 2010). Ancak, kayıp verinin ardında sistematik bir neden olup olmadığı incelenirken kayıp değer içeren kişiler ile tam veriye sahip kişilerin gözlenen değişkenlerde elde ettiği ortalamalar arasındaki farkların anlamlılığının incelenmesi önerilmektedir (Kline, 2011).

Araştırma verisindeki kayıp veri mekanizmasının belirlenmesi için kayıp veri içeren ve içermeyen grup ortalamaları arasındaki farkın anlamlılığı t-testi yapılarak incelenmiştir. Sonucu anlamlı çıkan t-testi sayısının, yapılan test sayısının %1'ini geçmemesi nedeniyle kayıp verinin seçkisiz dağıldığı kabul edilmiştir (Pelletier, Rocchi, Vallerand, Deci ve Ryan, 2013). Kayıp verilerin tümüyle seçkisiz dağılmadığı durumda, seçkisiz kayıp varsayımına dayalı olan ve klasik yöntemlere göre daha iyi sonuçlar sağlayan en çok olabilirlik ya da çoklu atama yöntemlerinin kullanılması önerilmektedir (Allison, 2001; Graham, 2012). Çoklu atama yöntemiyle kayıp veri atama sürecinde alınması gereken kararlara (atanan değerlerin yuvarlanması, çok sayıda madde içeren geniş veri setlerinde atama yapma, oluşturulan veri setlerinin birleştirilmesi) ilişkin izlenecek ortak yollar alanyazında tam olarak tanımlanmamıştır. En çok olabilirlik yöntemi, uygulama sürecinde izlenmesi gereken yollar açısından daha

iyi tanımlanmıştır (Enders, 2010) Ayrıca, seçkisiz kayıp veri mekanizması söz konusu olduğunda çoklu atama ve en çok olabilirlik yöntemleri birbirine benzer sonuçlar sağlamaktadır (Schafer ve Graham, 2002). Çoklu atama yöntemine göre daha iyi tanımlanmış olması, aynı zamanda da benzer sonuçlar sağlaması nedeniyle araştırmada kayıp veriler yerine değer atama sürecinde en çok olabilirlik yöntemi kullanılmıştır.

En çok olabilirlik yöntemine dayalı kayıp veri atama sürecinde ortalama, varyans, kovaryans gibi parametrelerin kestiriminde çeşitli algoritmalar kullanılmaktadır. Bu algoritmalarından biri olan beklenti-maksimizasyon algoritması beklenti ve maksimizasyon adımlarından oluşan tekrarlı bir sürece dayanmaktadır. Beklenti adımında, gözlenen değerlere dayalı olarak kayıp değerleri kestirecek bir regresyon denklemi oluşturmak için tam veriye (kayıp veri içermeyen) dayalı olarak ortalama vektörü ve kovaryans matrisi oluşturulmaktadır. Maksimizasyon adımında, beklenti adımında oluşturulan regresyon denklemiyle tamamlanan veri seti üzerinde yeniden regresyon denklemi kurularak yeni ortalama vektörü ve kovaryans matrisi kestirimleri yapılmaktadır. Bu iki adım, ardışık maksimizasyon adımları sonucunda kestirilen parametreler arasındaki farklar çok küçük bir eşik değerinin altına düşene kadar devam etmektedir (Enders, 2010). Çalışma grubundan elde edilen veride yer alan kayıp değerlerin yerine beklenti maksimizasyon algoritması kullanılarak değerler atanmış ve kayıp değer içermeyen bir veri seti elde edilmiştir.

Kayıp veri ataması sonucunda elde edilen tam veri seti üzerinde doğrulayıcı faktör analizi yapılmıştır. Analiz sonucunda elde edilen model uyum indeksleri ki-kare uyum testi, uyum iyiliği indeksleri ve karşılaştırmalı uyum indeksleri olmak üzere üç grupta toplanmaktadır (Sümer, 2000). I ve II. tip hatadan kaçınmak için, uyum iyiliği indeksleri ve bağımsız modelle karşılaştırmaya dayalı indekslerin birlikte kullanılması önerilmektedir (Şimşek, 2007). Bu nedenle, model veri uyumunun incelenmesinde, ki-kare ve anlamlılık değeri, uyum iyiliği indekslerinden RMSEA ve GFI, karşılaştırmalı uyum indekslerinden CFI indeksi kullanılmıştır. AGÖ'nün faktör yapısının doğrulanması amacıyla bir, üç ve yedi boyutlu modeller için hesaplanan uyum istatistikleri karşılaştırılmıştır.

İlk olarak, tüm modellerde maddeler için elde edilen t-değerleri incelenmiştir. Bu değerler gizil değişkenlerin gözlenen değişkenleri açıklama durumlarına ilişkin bilgi sağlamaktadır (Kline, 2011). 1.96'nın üzerinde olan değerler 0.05 düzeyinde, 2.58'in

üzerinde olan değerler ise 0.01 düzeyinde anlamlı olmaktadır. Bir faktörlü modelde, maddeler için elde edilen t-değerleri 4.62 ile 39.59 arasında değiştiğinden tüm maddelerin 0.01 düzeyinde anlamlı olduğu görülmüştür. Maddeler için hesaplanan hata varyansları ise 27.36 ile 30.44 arasında değişmektedir. Üç faktörlü modelde, maddeler için hesaplanan t-değerleri 9.66 ile 42.9 arasında değişmektedir ve tüm t-değerleri de 0.01 düzeyinde anlamlıdır. Maddelerin hata varyansları ise 17.26 ile 30.44 arasında dağılmaktadır. Yedi faktörlü modelde maddelerin t-değerleri 11.07 ile 43.36 arasında değişmektedir ve tüm maddelerin t-değerleri 0.01 düzeyinde anlamlıdır. Maddelerin hata varyansları 18.3 ile 30 arasında dağılmaktadır. Maddeler için en yüksek t-değerlerinin ve en düşük hata varyanslarının yedi faktörlü modelde elde edildiği görülmüştür. Madde düzeyinde yapılan incelemelere ek olarak, uyum istatistiklerine dayalı olarak model karşılaştırmalarının yapılabilmesi için bir, üç ve yedi faktörlü modeller için elde edilen uyum istatistikleri Çizelge 2’de verilmiştir.

Çizelge 2

Bir, Üç ve Yedi Faktörlü Modeller için Hesaplanan Uyum İstatistikleri

Modeller	χ^2	p	RMSEA	SRMR	GFI	CFI
Bir Faktör	18539.5	0.00	0.17	0.12	0.58	0.84
Üç Faktör	7869.4	0.00	0.11	0.10	0.77	0.91
Yedi Faktör	3902.5	0.00	0.07	0.07	0.87	0.95

Çizelge 2’ye göre bir faktörlü model üzerinde yapılan doğrulayıcı faktör analizi sonucunda hesaplanan ki-kare değerinin 0.01 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir, $\chi^2(350, N=1858) = 18539.5$ $p<0.01$. Üç faktörlü model için bir faktörlü modelden daha düşük bir ki-kare değeri elde edilmiş olsa da bu değerin de 0.01 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir, $\chi^2(347, N=1858) = 7869.4$ $p<0.01$. En düşük ki-kare değeri yedi faktörlü model için elde edilmiştir. Yedi faktörlü model üzerinde yapılan doğrulayıcı faktör analizi sonucunda elde edilen ki-kare değeri de 0.01 düzeyinde anlamlıdır, $\chi^2(329, N=1858) = 3902.57$, $p<0.01$. Anlamlı bir ki-kare değeri elde edildiğinde, diğer uyum indekslerinin belirli ölçütleri sağlamasıyla yetinilmemesi; beklenen ve gözlenen kovaryanslar arasındaki farklılıklara neden olan olası kaynakların incelenmesi önerilmektedir (Kline, 2011). Bu nedenle standardize artıkların büyüklüğü, örüntüleri ve modifikasyon indeksleri incelenmiştir. İçeriyansıyan dışsal güdülenme boyutunda yer

alan 14 ve 21 numaralı maddelerin hata varyansları arasında ilişkinin tanımlanması ki-kare değerinde en yüksek düşüşü meydana getiren modifikasyon önerilerinden birisidir. Bu maddelerin aynı faktörde yer alması nedeniyle bu önerinin kuramsal yapıyla tutarlı olduğu düşünülmüştür. Modifikasyon önerisi gerçekleştirilerek yeniden kestirim yapıldığında ki-kare değerinde bir miktar düşüş olsa da; yine 0.01 düzeyinde anlamlı bir değer elde edilmiştir, $\chi^2(328, N=1858) = 3738.90, p<0.01$.

Geniş örneklerde gözlenen ve beklenen kovaryanslar arasındaki çok küçük farklar dahi istatistiksel olarak anlamlı ki-kare değerlerinin elde edilmesine neden olabildiğinden (Tabachnick ve Fidell, 2001), ki-kare testi ve standardize edilmiş artıkların incelenmesine ek olarak, modeller için kestirilen uyum iyiliği indeksleri incelenmiştir. Çizelge 2 incelendiğinde RMSEA değerlerinin bir faktörlü model için 0.17, üç faktörlü model için 0.11 ve yedi faktörlü model için 0.07 olduğu görülmektedir. En düşük RMSEA değeri yedi faktörlü model için elde edilmiştir. SRMR değerleri bir, üç ve yedi faktörlü modeller için sırasıyla 0.12, 0.10 ve 0.07 olarak hesaplanmıştır. SRMR değerleri açısından da en düşük istatistiği sağlayan model yedi faktörlü model olmuştur. Benzer şekilde, GFI ve CFI değerlerine göre yedi faktörlü model en yüksek uyum istatistiklerine sahiptir.

Yedi faktörlü model tarafından kestirilen kovaryans matrisi örneklem kovaryans matrisindeki toplam varyansın %87'sini (GFI= 0.87) açıklamaktadır. Ayrıca yedi faktörlü modelin uyumu, bağımsızlık modelinin uyumuna göre %95 daha iyidir (CFI= 0.95). Beklenen ve gözlenen korelasyonlar arasındaki farkların ortalama değeri ise 0.07'dir (SRMR= 0.07). RMSEA ve SRMR değerlerinin 0.08'den küçük; CFI değerinin 0.95'e eşit, GFI değerinin de 0.89'a yakın olması yedi faktörlü model için model veri uyumunun sağlandığını göstermektedir (Tabachnick ve Fidell, 2001; Kline, 2011). Belirtilen ölçütlere göre bir ve üç faktörlü modellerin model veri uyumu sağlamadığı ifade edilebilir. Maddelerin t-değerleri, hata varyansları ve model uyum istatistikleri bütün olarak değerlendirildiğinde yedi faktörlü modelin en iyi model veri uyumu sağladığı görülmüş ve AGÖ'nün 28 maddeden oluşan yedi faktörlü yapısı doğrulanmıştır.

Ölçeğin güvenirliğinin incelenmesi amacıyla ölçeğin bütünü ve alt boyutlar için omega katsayıları hesaplanmıştır. Ölçeğin bütünü için omega güvenirlik katsayısı 0.96 olarak elde edilmiştir. Ölçeğin alt boyutlarında omega güvenirlik katsayısı, bilmeye

yönelik içsel güdülenme (BİL) için 0.90, başarıya yönelik içsel güdülenme (BAŞ) için 0.80, uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme (UYA) için 0.83, belirlenmiş dışsal güdülenme (BEL) için 0.81, içe yansıyan dışsal güdülenme (İÇE) için 0.83, dışsal düzenleme-dışsal güdülenme (DIŞ) için 0.85, güdülenememe boyutu (GÜD) için 0.93 olarak hesaplanmıştır. Güvenirlik katsayısı için alt sınır 0.70-0.80 aralığı olarak kabul edilmektedir (Reise ve Revicki, 2015). Ölçeğin bütünü için elde edilen omega güvenirlik katsayısının alt sınır değerlerinin çok üzerinde olması; alt boyutlar için elde edilen katsayıların da bu aralığın üzerinde olması ölçeğin ölçtüğü özellikler açısından iç tutarlılığının yüksek olduğunu göstermektedir.

Madde Tepki Kuramı Modellerine Dayalı Kestirimlerin Yapılması

Birinci araştırma sorusu çerçevesinde aşamalı tepki modeli, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model ve iki faktör modeline dayalı olarak madde ve birey parametre kestirimleri yapılmıştır. ATM'ye dayalı kestirimler R programında "mirt" paketi (Chalmers, 2012), GAMOM'a dayalı kestirimler GGUM2004 programı (Roberts, Donoghue ve Laughlin, 2000) kullanılarak yapılmıştır. İFM'ye dayalı kestirimler yapısal eşitlik modellemesine ve MTK'ya dayalı olarak iki farklı çerçevede yapılabilmektedir. Yapısal eşitlik modellemesinde, örtük özellikler ile maddeler arasında doğrusal ilişkiler kovaryans ya da korelasyon matrislerine dayalı olarak kurulmaktadır (Thissen ve Wainer, 2001). Yapısal eşitlik modellemesine göre yanıt örüntülerine içerdiği bilgiyi daha fazla kullanması ve maddelerle örtük değişkenler arasında doğrusal olmayan ilişkilerin kurulmasını sağlaması nedeniyle, madde ve yetenek parametrelerinin kestirimleri bir ÇBMTK modeli olan İFM'ye dayalı olarak yapılmıştır. İFM'ye ilişkin parametre kestirimleri, R programında "mirt" paketi (Chalmers, 2012) kullanılarak elde edilmiştir. AGÖ maddelerine ait çok boyutlu bilgi fonksiyonlarının incelenebilmesi için Periard (2016) tarafından kullanılan fonksiyonlar bu araştırma verisi için uyarlanarak R programı "ggplot" paketinde deniz kabuğu grafikleri oluşturulmuştur.

Birinci araştırma sorusu çerçevesinde üç MTK modeliyle maddeler için kestirilen ayırt edicilik parametrelerine dayalı olarak maddelerin tek boyutlu özerklik sürekliliği üzerinde Öz Belirleme Kuramı'nda tanımlandığı biçimde sıralanıp sıralanmadığı incelenmiştir. ÖBK'da maddelerin güdülenememe boyutundan içsel

güdülenmeye doğru giden tek boyutlu süreklilik üzerinde sıralandığı kabul edilmektedir. Bu kuramsal temel ile en uyumlu madde parametre kestirimlerini sağlayan modelin belirlenebilmesi için maddeler için kestirilen ayırt edicilik parametrelerinin tek boyutlu süreklilik üzerindeki dağılımı incelenmiştir.

İkinci araştırma sorusu çerçevesinde AGÖ maddelerine verilen yanıtlardan elde edilen verinin boyutluluğunu en doğru biçimde modelleyebilen MTK modelinin belirlenmesi için model veri uyumu istatistikleri, indeks değerleri ve DIMTEST analizine dayalı olarak incelemeler yapılmıştır. Bu araştırma sorusu çerçevesinde AGÖ maddelerinden elde edilen madde-yanıt matrisinin boyutluluğunun incelenmesi amacıyla MTK modelleri model veri uyumlarına dayalı olarak karşılaştırılmıştır. Bu karşılaştırmalar ölçek, madde ve birey düzeyinde genel, madde ve birey model veri uyumu istatistikleri hesaplanarak yapılmıştır. Ayrıca, iki faktör modeline dayalı olarak genel ve grup faktör tarafından açıklanan varyans oranları ve güvenilirlik değerleri incelenmiştir. Açıklanan varyansın incelenmesinde açıklanan ortak varyans değeri (ECV), güvenilirliklerin incelenmesinde Omega, hiyerarşik omega, alt ölçekler için hiyerarşik Omega katsayıları ve yapı güvenilirlik katsayıları kullanılmıştır. Çok boyutluluktan etkilenmeyen maddeler arası korelasyon miktarının incelenmesi amacıyla PUC (percent uncontaminated correlation) değeri hesaplanmıştır (Periard, 2016). Bu bölümün devamında, ikinci araştırma sorusu çerçevesinde bahsedilen çözümleme süreçlerinde kullanılan yöntemlere ilişkin bilgi verilmektedir.

Genel Model Veri Uyumunun İncelenmesi

Madde Tepki Kuramı modellerinin genel model veri uyumu açısından karşılaştırılması, log-olabilirlik farklarının anlamlılığına, Akaike (AIC), Bayesian (BIC) ve düzeltilmiş Bayesian (A-BIC) bilgi kriterlerine dayalı olarak yapılmıştır. Grup faktörde maddeler için kestirilen eğim parametreleri sabitlendiğinde İFM aşamalı tepki modeline dönüştüğünden, İFM ve ATM'nin iç içe geçmiş iki model olduğu kabul edilmektedir. Bu şekilde iç içe geçmiş modellerin uyumlarının karşılaştırılmasında temel alınan ölçütlerden biri modellerin log-olabilirlik değerleri arasındaki farkının anlamlılığıdır. Modellerin $-2\ln L$ (log-olabilirlik) değerleri arasındaki farkın anlamlılığı Formül 15'e dayalı olarak yapılan olabilirlik oran testi ile incelenmiştir (Li, Jiao ve Lissitz, 2012).

$$\Delta G^2 = -2 \ln(L_S) - (-2 \ln(L_F)) \quad \text{Formül 15}$$

Formül 15'te L_S sınırlandırılmış, L_F ise sınırlandırılmamış model için elde edilen log-olabilirlik değerlerini göstermektedir. ΔG^2 ifadesi ise modellerin -2log olabilirlik değerlerinin farkına karşılık gelmektedir. Bu farkın anlamlılığı test edilirken serbestlik derecesi iki modelde kestirilen parametre sayısının farkına eşit olmaktadır (De Ayala, 2009). Elde edilen bu değer, ilgili serbestlik derecesinde ki-kare dağılımında karşılık gelen değer ile karşılaştırılarak modellerin log-olabilirlik değerleri arasındaki farkın anlamlılığı incelenmiştir.

Olabilirlik oran testine ek olarak, tek ve çok boyutlu MTK modellerinin tümünün genel model veri uyumu açısından karşılaştırılabilmesi için AIC, BIC ve A-BIC uyum istatistikleri ölçüt olarak kullanılmıştır. Modellerin olabilirlik değerlerine dayalı olarak hesaplanan bu istatistikler, modeldeki parametre sayılarını ve örneklem büyüklüğünü göz önünde bulundurmaktadır (De Ayala, 2009). AIC, BIC ve A-BIC uyum istatistikleri Formül 16'ya dayalı olarak hesaplanmıştır. Formül 16'da, k modelde kestirilen parametre sayısına, N örneklemde yer alan birey sayısına karşılık gelmektedir (Li, 2012).

$$\begin{aligned} AIC &= -2 \ln(L) + 2k \\ BIC &= -2 \ln(L) + \ln(N) * k \\ A_BIC &= -2 \ln(L) + \ln\left(\frac{N+2}{24}\right) * k \end{aligned} \quad \text{Formül 16}$$

Madde Düzeyinde Model Veri Uyumunun İncelenmesi

İkinci araştırma sorusu çerçevesinde, MTK modelleri genel model veri uyumu istatistiklerine ek olarak, madde düzeyinde sağladıkları model veri uyumu açısından da karşılaştırılmıştır. ATM ve GAMOM'un madde düzeyinde model veri uyumlarının karşılaştırılması için istatistiksel ve grafiksel yöntemlere başvurulmuştur. İstatistiksel yöntem olarak tekli, ikili ve üçlü madde grupları için hesaplanan ki-kare/serbestlik derecesi (χ^2/sd) oranları kullanılmıştır (Carter, Guan, Maples, Williamson ve Miller 2015; Studts, 2008; Speer, Robie ve Christiansen, 2016). Model veri uyumlarının incelenmesinde yaygın olarak kullanılan ve tekli maddeler için hesaplanan ki-kare

istatistikleri, tek boyutluluk varsayımının ihlallerine duyarlı olmadığından, ikili ve üçlü madde grupları için de ki-kare istatistikleri hesaplanmıştır. Tekli, ikili ve üçlü madde grupları için kestirilen 3'ten küçük χ^2/sd değerleri madde düzeyinde iyi model veri uyumunun kanıtı olarak kabul edilmiştir (Chernyshenko, Stark, Drasgow ve Roberts, 2007).

Araştırmacılar, madde düzeyinde model veri uyumu incelenirken gözlenen ve beklenen yanıt fonksiyonlarının görsel olarak karşılaştırılabilmesi için istatistiksel yöntemlerle birlikte grafiksel yöntemlerin de kullanılmasını önermektedir (Chernyshenko, Stark, Chan, Drasgow ve Williams, 2001). Bu nedenle, ATM ve GAMOM'un madde düzeyinde model veri uyumu, istatistiksel yöntemlere ek olarak grafiklere dayalı olarak da incelenmiştir. Grafiksel yöntemde, çoklu puanlanan bir maddede her yanıt kategorisi için kestirilen yanıt fonksiyonu ile gözlenen yanıt fonksiyonu karşılaştırılmaktadır. Gözlenen ve beklenen yanıt oranları, teta sürekliliği belirli sayıda aralığa bölünerek her aralık için hesaplanmaktadır. Her teta aralığında, model ile kestirilen yanıt oranları ile gözlenen yanıt oranları grafik üzerinde karşılaştırılmaktadır. Tekli, ikili ve üçlü madde grupları için χ^2/sd değerleri ve uyum grafikleri MODFIT1.1 (Stark, 2001) programı kullanılarak elde edilmiştir.

İki faktör modelinin, madde düzeyinde model veri uyumu açısından karşılaştırılabilmesi amacıyla Orlando ve Thissen (2000) tarafından geliştirilmiş $S-\chi^2$ istatistiği kullanılmıştır. Bu istatistik de ki-kare istatistiğinin hesaplanmasına dayanmaktadır. Ki-kare testi uygulamak için kestirilen teta değerlerine göre bireyler sıralanarak belirli sayıda alt gruba ayrılmaktadırlar. Her grupta, ilgili yanıt veren birey sayısı hesaplanmaktadır. Bu sayı daha sonra madde yanıt fonksiyonuna dayalı olarak kestirilen değer ile karşılaştırılmaktadır. $S-\chi^2$ istatistiği, bireyleri gruplara ayırmada gözlenen puanları kullanmaktadır (Reise, 1990; Chon, Lee ve Anslye, 2007; Kang ve Chen, 2011). $S-\chi^2$ istatistiğinin hesaplanmasında GAMOM için GGUM2004 programı, İFM için R programında “mirt” paketi kullanılmıştır.

Birey Düzeyinde Model Veri Uyumunun İncelenmesi

Bireylerin yanıt örüntüleri kullanılan modele uyum sağlamadığında bireyler için yapılan parametre kestirimleri geçerli olmadığından, araştırmacılar model veri uyumu incelemelerinin birey düzeyinde de yapılmasını önermektedir (Levine ve Drasgow,

1983; Zhang ve Walker, 2008; Tendeiro, 2016). Bu nedenle, ikinci araştırma sorusu çerçevesinde ATM, GAMOM ve İFM'nin birey düzeyinde model veri uyumlarının incelenmesi için birey uyum istatistikleri hesaplanmıştır.

Birey uyum istatistikleri, bir psikometrik modelin bireylerin yanıt örüntülerine olan uyumunun ölçüsünü vermektedir (Levine ve Rubin, 1979). Bireylerin yanıt örüntülerinin uyum düzeyini ortaya koymak amacıyla çeşitli indeksler geliştirilmiştir (De Ayala, 2009). Drasgow, Levine ve Williams (1985) tarafından geliştirilmiş l_z indeksi, birey uyumunun incelenmesi amacıyla en yaygın olarak kullanılan ve en iyi bilinen indeksler arasında yer almaktadır. Bu indeks, bireyin olabilirlik fonksiyonunun standardize edilmesine dayalı olarak hesaplanmaktadır. Bu sayede farklı teta düzeylerine sahip olan bireyler, l_z indeks değerlerine dayalı olarak karşılaştırılabilmektedir. Bireyin iyi bir model veri uyumuna sahip olması için l_z indeks değerinin sıfıra yakın olması gerekmektedir. Yüksek l_z değerleri (± 2 aralığını aşan) bireyin yanıt örüntüsünün model ile uyumsuz olduğunu göstermektedir (Reise, 1990; Embretson ve Resie, 2000; De Ayala, 2009; Ferrando, 2012). ATM ve İFM için l_z istatistikleri R programında “mirt” paketi kullanılarak hesaplanmıştır. GAMOM için l_z istatistiği, R programında Tendeiro (2016) tarafından geliştirilmiş fonksiyonun bu araştırma verisi için uyarlanmasıyla elde edilmiştir. Modellerin, birey düzeyinde model veri uyumlarının karşılaştırılması, l_z değerleri ortalamasına ve uyumsuz olduğu belirlenen birey sayısına dayalı olarak yapılmıştır.

GAMOM'un birey düzeyinde sağladığı model uyumunu, l_z istatistiğinden farklı birey uyum istatistiklerine dayalı olarak inceleyebilmek amacıyla GAMOM için INFIT ve OUTFIT istatistikleri de hesaplanmıştır. Her iki istatistik de gözlenen yanıtlar ve model ile kestirilen yanıtlar arasındaki farklara dayalı olarak hesaplanmaktadır. Ancak, INFIT istatistiği, örtük süreklilik üzerinde bireyin konumuna yakın maddelerle oluşan uyumsuz yanıtlara, OUTFIT istatistiği ise bireyin konumuna uzak olan maddelerde oluşan uyumsuz yanıtlara odaklanmaktadır (De Ayala, 2009). GAMOM için INFIT ve OUTFIT istatistikleri, GGUM2004 programı kullanılarak hesaplanmıştır.

İki Faktör Modeline Dayalı Olarak İndeks Değerlerinin Hesaplanması

Açıklanan ortak varyans değeri (ECV) ve Omega katsayılarının hesaplanması için öncelikle İFM'ye dayalı olarak kestirilen madde parametreleri Formül 17 kullanılarak faktör analizi parametrelerine dönüştürülmüştür.

$$\lambda = \frac{a}{\sqrt{1+\sum a^2}} \quad \text{Formül 17}$$

Formülde, λ maddenin faktör yüküne karşılık gelmektedir. İFM ile maddeler için genel ve grup faktörde kestirilen eğim parametrelerine dayalı olarak ve Formül 17 kullanılarak standartlaştırılmış faktör yükleri hesaplanmıştır (Thissen ve Wainer, 2001). Dönüştürülen parametrelere dayalı olarak hem genel hem de grup faktörler için ECV değerleri Formül 18 kullanılarak elde edilmiştir.

$$ECV = \frac{\sum \lambda_G^2}{(\sum \lambda_G^2) + (\sum \lambda_{S1}^2) + (\sum \lambda_{S2}^2) + \dots + (\sum \lambda_{SK}^2)} \quad \text{Formül 18}$$

Formül 18'de λ_G^2 ifadesi maddelerin genel boyuttaki faktör yüklerinin karesini, λ_{SK}^2 ise maddelerin ait oldukları grup faktörlerdeki faktör yüklerinin karesini ifade etmektedir. Grup faktörler için ECV değeri hesaplanmak istendiğinde, paydaki ifadenin yerini ilgili grup faktördeki maddelerin faktör yüklerinin kareleri toplamı almaktadır (Qinn, 2014). ECV indeksi genel faktör tarafından açıklanan varyansın genel ve grup faktörler tarafından açıklanan varyansa oranına dayalı olarak hesaplanmaktadır. Genel ve grup faktörlerin açıkladıkları varyans oranlarını karşılaştırmayı sağladığından genel ve grup faktörlerin gücünün incelenmesinde kullanışlı bir indekstir (Rodriguez, Reise ve Haviland, 2015). Genel faktör tarafından açıklanan varyans arttıkça ECV değeri de artış göstermektedir. Yüksek ECV değerleri, güçlü bir genel faktörün varlığına işaret etmektedir. Yüksek bir indeks değeri elde edildiğinde iki faktör modeli ile genel faktörde kestirilen faktör yükleri tek boyutlu bir modelden kestirilen faktör yüklerine yaklaşmaktadır (Reise, 2012). PUC değeriyle birlikte yorumlanması gerektiğinden, ECV değeri için bir ölçüt değeri tanımlanmamıştır. Ayrıca, çalışmalarda temel alınan ECV sınır değerleri farklılık göstermektedir. Qinn (2014)'e göre 0.90'ın, Rodriguez,

Reise ve Haviland (2015)'a göre 0.70'in, Reise, Scheines, Widaman ve Haviland (2013) ile Periard (2016)'a göre 0.60'ın üzerinde bir ECV değerinin elde edilmiş olması tek boyutlu modellerin kullanılmasının uygun olduğu anlamına gelmektedir. Bu çalışmada ECV indeksi için sınır değer 0.60 olarak belirlenmiştir.

ECV değeri ölçeğin yeterli tek boyutluluğu sağlayıp sağlamadığına ilişkin bilgi vermede kullanışlı bir indekstir. Ancak, bu indeksin PUC değeri ile birlikte yorumlanması gerekmektedir. PUC değeri çok yüksek olduğunda (>0.90), çok düşük ECV değerleri elde edilmiş olsa bile tek boyutlu bir model kullanıldığında parametre kestirimlerinin yanlılığı düşük olabilmektedir. Bu nedenle, ECV ve PUC değerlerinin birlikte yorumlanması gerekmektedir. Ölçeğin çok boyutlu doğasından etkilenmeyen maddelerarası korelasyon katsayılarının miktarını incelemek amacıyla PUC değeri Formül 19 kullanılarak hesaplanmıştır. Formülde, k ölçekte yer alan madde sayısını, k_{SK} ise alt boyutlarda yer alan madde sayısını göstermektedir (Reise, 2012).

$$PUC = \frac{\left(\frac{k*(k-1)}{2}\right) - \left(\left(\frac{k_{S1}*(k_{S1}-1)}{2}\right) + \dots + \left(\frac{k_{SK}*(k_{SK}-1)}{2}\right)\right)}{\left(\frac{k*(k-1)}{2}\right)} \quad \text{Formül 19}$$

Genel ve grup faktörlerin güvenirliklerinin incelenmesi Omega katsayılarına dayalı olarak yapılmıştır. Omega katsayıları da maddeler için elde edilen standartlaştırılmış faktör yüklerine dayalı olarak elde edilmiştir. AGÖ'nün bütünü ve yedi alt boyut için Omega (ω) ve Alt Ölçek Omega (ω_s) katsayıları Formül 20 kullanılarak hesaplanmıştır (Reise, Bonifay ve Haviland, 2013).

$$\omega = \frac{(\sum \lambda_G^2) + (\sum \lambda_{S1}^2) + (\sum \lambda_{S2}^2) + \dots + (\sum \lambda_{SK}^2)}{(\sum \lambda_G^2) + (\sum \lambda_{S1}^2) + (\sum \lambda_{S2}^2) + \dots + (\sum \lambda_{SK}^2) + Hata} \quad \text{Formül 20}$$

$$\omega_{S1} = \frac{(\sum \lambda_G^2) + (\sum \lambda_{S1}^2)}{(\sum \lambda_G^2) + (\sum \lambda_{S1}^2) + Hata}$$

Formül 20'de gösterildiği gibi ölçeğin bütünü için Omega katsayısı hesaplanırken tüm maddeler dahil edilerek genel ve grup faktördeki yüklerinin kareleri toplamı hesaplanmıştır. Paydada ise genel toplam ve hatanın toplamı alınmıştır. Alt

boyutlar için Omega katsayısı hesaplanırken ise yalnızca ilgili grup faktörde yer alan maddeler kullanılmıştır. Payda, bu maddelerin genel ve grup faktördeki yüklerinin kareleri toplamı alınmıştır. Paydada ise bu toplama hata da dahil edilmiştir. Maddeler için hata değerleri genel ve grup faktördeki yüklerinin kareleri toplamının 1'den çıkarılmasıyla elde edilmiştir. Reise, Bonifay ve Haviland (2013) tarafından ifade edildiği gibi ölçeğin bütünü için hesaplanan Omega katsayısı ortak varyans nedeniyle oluşan gözlenen puan varyansının bir ölçüsünü vermektedir. Bu açıdan, ortak varyans kaynaklarına dayalı olarak hesaplanan Cronbach Alfa güvenirlik katsayısına benzese de Omega katsayısı gerçek puan eşdeğerliği varsayımında bulunmamaktadır. Genel faktöre atfedilebilir toplam varyansın ve genel faktörün etkisi çıkarıldığında grup faktör tarafından açıklanan ortak varyansın incelenmesi amacıyla genel faktör ve alt boyutlar için hiyerarşik Omega katsayıları Formül 21 kullanılarak hesaplanmıştır (Periard, 2016).

$$\omega_H = \frac{(\sum \lambda_G^2)}{(\sum \lambda_G^2) + (\sum \lambda_{S1}^2) + (\sum \lambda_{S2}^2) + \dots (\sum \lambda_{SK}^2) + Hata} \quad \text{Formül 21}$$

$$\omega_{HS1} = \frac{(\sum \lambda_{S1}^2)}{(\sum \lambda_G^2) + (\sum \lambda_{S1}^2) + Hata}$$

Hiyerarşik Omega katsayıları genel faktördeki varyans ile açıklanan gözlenen puan varyansının ölçüsünü vermektedir. Genel faktör için hesaplanan hiyerarşik Omega katsayısının değerinin, grup faktörler için elde edilen katsayılardan yüksek olması alt ölçek puanları yerine toplam puanların yorumlanabilir olduğunu göstermektedir. Omega katsayıları çok boyutlu bileşke puanının güvenirliğine ilişkin bilgi verirken, hiyerarşik Omega katsayıları yalnızca genel ya da grup faktörlerin güvenirliğine ilişkin bilgi sağlamaktadır (Reise, Bonifay ve Haviland, 2013). Son olarak, genel ve grup faktörlerle ölçülen psikolojik özelliklerin göstergeleri tarafından temsil edilebilme düzeyini ve farklı çalışmalarda bu psikolojik özelliğin ne düzeyde tekrar edilebilir olduğunu incelemek amacıyla genel ve grup faktörler için yapı güvenirliği (H) katsayıları Formül 22 kullanılarak hesaplanmıştır (Rodriguez, Reise ve Haviland, 2015).

$$H = 1 + \frac{1}{\sum_{i=1}^k \frac{\lambda_i^2}{1-\lambda_i^2}} \quad \text{Formül 22}$$

Formül 22’de, k ölçekteki ya da bir alt boyuttaki toplam madde sayısını göstermektedir. Maddelerin genel faktördeki yüklerinin karelerine dayalı olarak H katsayısı hesaplanmıştır. Grup faktörler için yapı güvenirlik katsayısı hesaplanırken de yalnızca ilgili alt boyutta yer alan maddelerin grup faktördeki yükleri göz önünde bulundurulmaktadır.

DIMTEST Analizinin Yapılması

Boyutluluğun parametrik olmayan bir yaklaşıma dayalı olarak incelenebilmesi amacıyla DIMTEST (Nandakumar ve Stout, 1993) programı kullanılarak yaklaşık tek boyutluluk varsayımı test edilmiştir. DIMTEST programı açımlayıcı ya da doğrulayıcı bir yaklaşımla çalıştırılabilmektedir. Açımlayıcı yaklaşımda, değerlendirme alt testinde (AT) yer alacak maddeler açımlayıcı faktör analizi gibi analiz sonuçlarına dayalı olarak ikinci faktörde en yüksek yük veren maddeler arasından seçilmektedir. Doğrulayıcı yaklaşımda ise AT maddeleri, uzman görüşüne, kuramsal temele ya da daha önceki analiz sonuçlarına dayalı olarak diğer ölçek maddeleriyle düşük ilişkili, ancak kendi aralarında yüksek ilişkili olduğu belirlenen maddelerden seçilmektedir (Stout, Nandakumar ve Habing, 1996; Nandakumar, Yu, Li ve Stout, 1998). Bu araştırmada doğrulayıcı bir yaklaşım izlenerek, AT maddeleri AGÖ alt boyutlarına dayalı olarak seçilmiştir. Analizler sırasında birer maddelerinin çıkarılması gereken dışsal düzenleme-dışsal güdülenme ve belirlenmiş dışsal güdülenme alt boyutları dışında, geriye kalan beş alt boyutta yer alan maddeler AT maddesi olarak seçilip her durumda DIMTEST T-istatistiği hesaplanmıştır. DIMTEST analizinde AT’de en az dört, en çok da toplam madde sayısının dörtte biri kadar madde yer alması önerilmektedir (Zhang, 2016). Dışsal düzenleme-dışsal güdülenme ve belirlenmiş dışsal güdülenme alt boyutları dörtten daha az maddeye sahip olduğundan, bu boyutlar dışında kalan boyutlarda yer alan maddeler AT maddeleri olarak seçilmiştir. Ayrıca, analizin yapılabilmesi için, AGÖ maddelerine 1, 2, 3 ve 4. yanıt kategorilerinde verilen yanıtlar 0, 5, 6 ve 7. yanıt

kategorilerinde verilen yanıtlar 1 şeklinde yeniden kodlanarak ikili puanlama yapılmıştır.



BÖLÜM 4

BULGULAR ve YORUM

Bu bölümde, verilerin çözümlenmesi sonucunda elde edilen bulgular ve bulgulara ilişkin yorumlar yer almaktadır. Bulgular sunulmadan önce, ilgili araştırma soruları okuyucuya kolaylık olması için yeniden yazılmış, devamında bulgular sunulmuştur.

Madde Parametrelerine İlişkin Bulgular

1a) Akademik Güdülenme Ölçeği maddeleri için aşamalı tepki modeli, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model ve iki faktör modeli ile kestirilen madde parametreleri ne düzeydedir?

Birinci araştırma sorusu kapsamında, tek ve çok boyutlu modellerin madde parametre kestirimleri açısından karşılaştırılabilmesi için ölçeğin bütününde ATM, GAMOM ve İFM'ye dayalı olarak madde parametreleri kestirilmiştir. Kestirimler sırasında, GAMOM'un uyuşma sağlaması için 1 ("Sadece lise diploması ile ileride iyi bir iş bulamayabilirim") ve 10 ("İstediğim iyi bir iş alanına girebilmemi sağlayacağı için") numaralı maddelerin çıkarılması gerektiğinden bu maddeler ATM ve İFM'ye dayalı kestirimlere de dahil edilmemiştir. Çizelge 3'te üç modele dayalı olarak maddeler için kestirilen madde parametreleri verilmiştir.

Çizelge 3

Akademik Güdülenme Ölçeği Maddeleri için Kestirilen Madde Parametreleri

Alt Boyutlar	Madde	Ayırt Edicilik Parametreleri			GAMOM	Yer Parametresi
		ATM	İFM (Genel)	İFM (Grup)		
BİL	02	1.62	1.76	1.02	0.78	2.41
	09	2.47	2.61	0.95	1.26	2.95
	16	2.87	2.96	0.65	1.54	2.93
	23	2.60	2.54	0.56	1.28	3.24
BAŞ	06	1.82	1.86	0.20	0.78	3.83
	13	2.07	2.18	0.09	0.95	2.55
	20	0.74	1.07	1.99	0.24	5.74
	27	1.24	1.28	0.52	0.42	4.62

(devam ediyor)

Çizelge 3 (devam)

Akademik Güdülenme Ölçeği Maddeleri için Kestirilen Madde Parametreleri

Alt Boyutlar	Madde	Ayırt Edicilik Parametreleri			GAMOM	
		ATM	İFM (Genel)	İFM (Grup)	GAMOM	Yer Parametresi
UYA	04	0.84	0.85	0.04	0.30	5.58
	11	1.64	1.94	1.45	0.63	3.93
	18	1.56	1.92	1.59	0.62	3.29
	25	2.43	2.78	1.32	1.13	3.35
BEL	03	1.24	1.39	1.05	0.53	3.81
	17	1.26	1.49	1.31	0.50	4.24
	24	1.37	1.72	1.52	0.53	4.25
İÇE	07	0.39	0.46	1.40	0.12	8.51
	14	1.36	1.51	0.65	0.49	4.22
	21	0.54	0.72	1.82	0.17	7.14
	28	0.83	1.54	2.99	0.25	6.14
DIŞ	08	0.85	1.20	1.88	0.27	5.90
	15	0.87	1.52	2.31	0.37	4.85
	22	0.31	0.41	2.25	0.09	11.0
GÜD	05	-0.79	-0.99	1.54	0.25	-5.76
	12	-0.76	-0.93	1.52	0.24	-6.37
	19	-1.16	-2.27	3.38	0.38	-6.15
	26	-1.01	-1.96	3.37	0.31	-6.07

Çizelge 3'e göre, bilmeye yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan maddeler için ATM ile kestirilen ayırt edicilik parametreleri 1.62 ve 2.60 arasında değişmektedir. GAMOM'a dayalı olarak kestirilen ayırt edicilik parametreleri ise 0.78 ile 1.54 arasında dağılmaktadır. İFM'ye göre bu maddeler için genel boyutta kestirilen ayırt edicilik parametreleri 1.76 ve 2.96 arasında yer almaktadır. Başarıya yönelik içsel güdülenme boyutunda ATM ile kestirilen en yüksek ayırt edicilik parametresi 2.07, GAMOM için 0.95 ve İFM 2.18 olarak bulunmuştur. Benzer şekilde, uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme boyutunda, ATM ile kestirilen ayırt edicilik değerleri 0.84 ve 2.43, İFM için 0.85 ve 2.78, GAMOM için 0.04 ve 1.59 arasında değişmiştir. İçsel güdülenme boyutunu ölçen maddeler için elde edilen ayırt edicilik parametrelerinin dağılımına göre maddeler için en yüksek ayırt edicilik değerlerini sırasıyla İFM, ATM ve GAMOM sağlamıştır.

İçsel güdülenme boyutlarıyla benzer şekilde, belirlenmiş dışsal güdülenme boyutunda yer alan maddeler için İFM ile en yüksek, GAMOM ile en düşük ayırt edicilik parametreleri kestirilmiştir. İçeriyansıyan dışsal güdülenme boyutunda ATM ile kestirilen en yüksek değer 1.36, İFM için 1.51 ve GAMOM için 0.49 olarak

bulunmuştur. Dışsal düzenleme-dışsal güdülenme boyutunda yer alan maddeler için ATM ile kestirilen ayırt edicilik parametreleri 0.31 ve 0.87, GAMOM için 0.09 ve 0.37, İFM için 0.41 ve 1.52 arasında değişmektedir. Ayırt edicilik parametrelerinin dağılımı, tüm dışsal güdülenme boyutlarında maddeler için İFM'ye dayalı olarak daha yüksek ayırt edicilik değerlerinin elde edildiğini göstermektedir. Ayrıca, tüm dışsal güdülenme alt boyutlarında GAMOM ile en düşük ayırt edicilik parametreleri elde edilmiştir.

Güdülenememe boyutunda yer alan maddeler için ATM ve İFM ile beklenildiği gibi negatif ayırt edicilik parametrelerinin kestirildiği görülmektedir. GAMOM, maddeleri yer parametrelerine göre negatif uçtan pozitif uca doğru sıralayan bir MTK modeli olduğundan, bu boyutta GAMOM ile pozitif ayırt edicilik değerleri elde edilmiştir. Ancak güdülenememe maddeleri için kestirilen yer parametrelerinin negatif olduğu görülmektedir. İçsel ve dışsal güdülenme boyutlarıyla benzer şekilde, bu maddelerde de en yüksek ayırt edicilikler İFM ile elde edilmiştir.

Maddeler için üç modele dayalı olarak elde edilen parametre değerleri farklılık gösterse de modellerin maddeleri ayırt ediciliklerine göre benzer biçimde sıraladıkları görülmektedir. Örneğin, dışsal düzenleme-dışsal güdülenme boyutunda yer alan 22 numaralı madde her üç modele göre en düşük ayırt edicilik parametresine sahip madde olmuştur. Bilmeye yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan 16 numaralı madde, her üç modelde de ayırt edicilik parametresi bakımından en üst sırada yer almaktadır. Bu bulguyla benzer şekilde, Broadfoot (2008) ve Sgammato (2009) tarafından yapılan çalışmalarda, monoton ve monoton olmayan tek boyutlu modellerin, kişilik ölçeği maddeleri için kestirilen ayırt edicilik parametreleri açısından maddeleri benzer şekilde sıraladığı bulunmuştur.

Duyuşsal özelliklerin ölçüldüğü Likert tipi ölçek maddeleri için ATM ya da GAMOM'a göre ayırt edicilik değerlerinin yorumlanmasında temel alınabilecek belirlenmiş bir ölçüt bulunmamaktadır. Ancak, Roberts, Donoghue ve Laughlin (1999) tarafından GAMOM'a dayalı kestirilen ayırt edicilik parametrelerinin 0.5 ile 2 arasında dağılması önerilmektedir. Chernyshenko, Stark, Drasgow ve Roberts (2007) 0.4'ten düşük ayırt edicilik parametresine sahip maddelerin ayırt edici olmadığını ifade etmektedir. Bu ölçüt temel alınarak, ayırt edicilik parametresi 0.4'ten büyük olan maddeler ayırt edici maddeler olarak kabul edilmiştir. Buna göre, tüm alt boyutlarda maddeler için ATM'ye dayalı olarak kestirilen ayırt edicilik parametrelerine göre

yalnızca 2 maddenin, GAMOM'a dayalı olarak kestirilen ayırt edicilik parametrelerine göreyse 12 maddenin düşük ayırt edicilik parametrelerine sahip olduğu görülmektedir. İFM ile maddeler için genel boyutta kestirilen tüm ayırt edicilik değerleri ise 0.40'ın üzerinde yer almıştır.

Madde ayırt edicilik parametrelerinin dağılımı, çok boyutlu MTK modeliyle tek boyutlu monoton ve monoton olmayan modellere göre daha yüksek ayırt edicilik değerleri elde edildiğini göstermiştir. Monoton olmayan model ise en düşük ayırt edicilik parametrelerinin kestirildiği model olmuştur. Bu model ile özellikle güdülenememe ve dışsal düzenleme-dışsal güdülenme boyutunda yer alan maddeler için en düşük ayırt edicilik değerleri kestirilmiştir. Bu bulguyla benzer biçimde, Miller (2007) tarafından AGÖ maddeleri üzerinde yapılan çalışmada, GAMOM'a dayalı olarak güdülenememe ve dışsal düzenleme-dışsal güdülenme maddeleri için daha düşük ayırt edicilik parametreleri elde edilmiştir. Ancak, diğer boyutta yer alan maddeler için GAMOM ile elde edilen değerlerin bu çalışmada kestirilen parametre değerlerinden daha yüksek olduğu görülmüştür. Bu araştırmada elde edilen değerler 0.09 ve 1.31 arasında değişirken, Miller (2007)'ın çalışmasında maddeler için 0.18 ve 2.78 arasında değişen ayırt edicilik parametreleri elde edilmiştir. Madde parametreleri, bu araştırma grubunda yer alan bireylerden elde edilen veri matrisine dayalı olarak kestirildiğinde GAMOM daha düşük ayırt edicilik değerleri sağlamıştır.

GAMOM ile maddeler için kestirilen yer parametreleri, Miller (2007)'ın bulguları ile karşılaştırıldığında, bu araştırmada kestirilen yer parametrelerinin daha yüksek olduğu görülmüştür. Bu araştırmada, yer parametreleri -6.37 ve 11.00 arasında değişirken, Miller'ın çalışmasında bu değerlerin -6.63 ile 1.71 arasında dağıldığı görülmektedir. Roberts, Donoghue ve Laughlin (2000) maddeler için çok yüksek yer parametreleri kestirildiğinde, bu maddeler için kestirilen eşik parametrelerinin ranjının da daha yüksek olduğunu ifade etmektedir. Eşik parametrelerinin ranjı daha geniş olduğunda maddeler için daha düşük ayırt edicilik parametreleri elde edilmektedir (Fletcher ve Hattie, 2003; Broadfoot, 2008). Bu bulgularla paralel olarak, araştırmada en uç yer parametresine sahip 7, 21 ve 22 numaralı maddeler için en düşük ayırt edicilik değerleri elde edilmiştir. Maddeler için elde edilen uç yer parametrelerinin, GAMOM'un diğer modellere göre çok daha düşük ayırt edicilik parametreleri kestirmesine neden olduğu söylenebilir. Bu üç madde için İFM'ye dayalı olarak genel

boyutta en düşük ancak ait oldukları boyutlarda en yüksek ayırt edicilik parametreleri kestirilmiştir.

Genel faktörden çok ait oldukları ikincil faktörde daha yüksek ayırt ediciliğe sahip maddeler için GAMOM'a dayalı olarak uç yer parametreleri ve düşük ayırt edicilik parametreleri elde edilmiştir. Bu durum, ikincil boyutlarda kestirilen yüksek ayırt ediciliklerin, GAMOM'a dayalı kestirimleri olumsuz etkilediğine işaret etmektedir. Bu bulguyu destekleyecek biçimde Reise, Morizot ve Hays (2007), çok boyutlu veri matrisine tek boyutlu modeller uygulandığında, ikincil boyutların madde ayırt edicilik kestirimlerini olumsuz etkileyebileceğini ifade etmektedir. Araştırmacıların bu görüşüyle paralel olarak, çok boyutlu maddeler üzerinde tek boyutlu monoton olmayan model kullanıldığında, özellikle ikincil faktör yükü en yüksek olan maddeler için en düşük madde parametrelerinin elde edildiği görülmüştür.

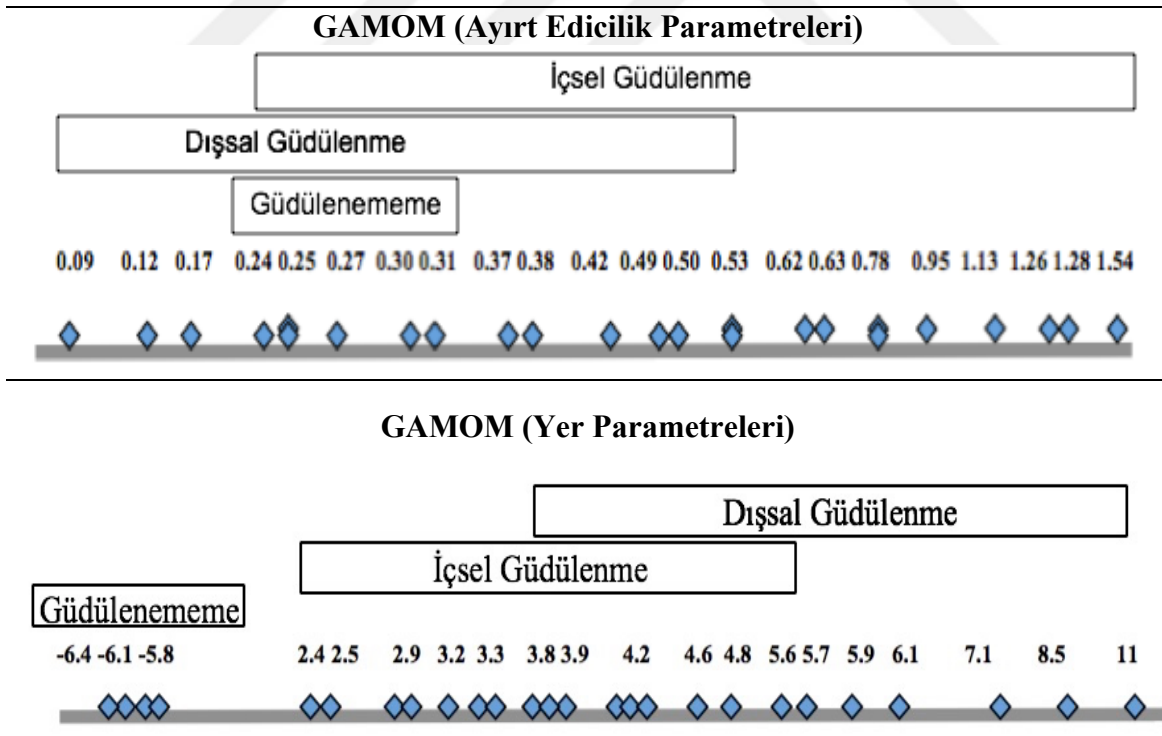
Bu durumu daha yakından incelemek amacıyla İFM ile genel boyutta kestirilen ayırt edicilik parametreleri, ATM ile kestirilen madde parametreleri ile karşılaştırılmıştır. İFM genel boyut ayırt edicilik parametresi ve ATM ayırt edicilik parametresi arasındaki farkın 15 madde için 0.20 ya da daha düşük olduğu görülmüştür. Maddelerin büyük bir kısmında, iki faktör modeli ile kestirilen ayırt edicilik parametreleri, tek boyutlu ATM parametreleriyle benzerlik göstermiştir. İFM genel boyut ayırt edicilik parametresi ve ATM ayırt edicilik parametresi arasındaki farkın 0.21 ile 0.36 arasında olduğu 7 madde bulunmaktadır. 8, 11, 17, 18, 20, 24 ve 25 numaralı maddeler için iki modele dayalı olarak kestirilen ayırt edicilik parametreleri bir miktar farklılık göstermiştir. Bu maddelerin Çizelge 3'te verilen genel ve grup faktör yükleri incelendiğinde, maddelerin hem genel hem de grup faktörde ayırt ediciliğinin birbirine yakın ve yüksek olduğu görülmektedir. İFM genel boyut ayırt edicilik parametresi ve ATM ayırt edicilik parametresi arasındaki farkın 0.36'nın üzerinde olduğu 4 madde bulunmaktadır. 15, 19, 26 ve 28 numaralı maddeler için iki modele dayalı olarak kestirilen ayırt edicilik parametreleri büyük farklılık göstermiştir. Bu maddelerin Çizelge 3'te verilen genel ve grup faktör yükleri incelendiğinde, maddelerin hem genel hem de grup faktörde ayırt ediciliklerinin çok yüksek olduğu görülmektedir.

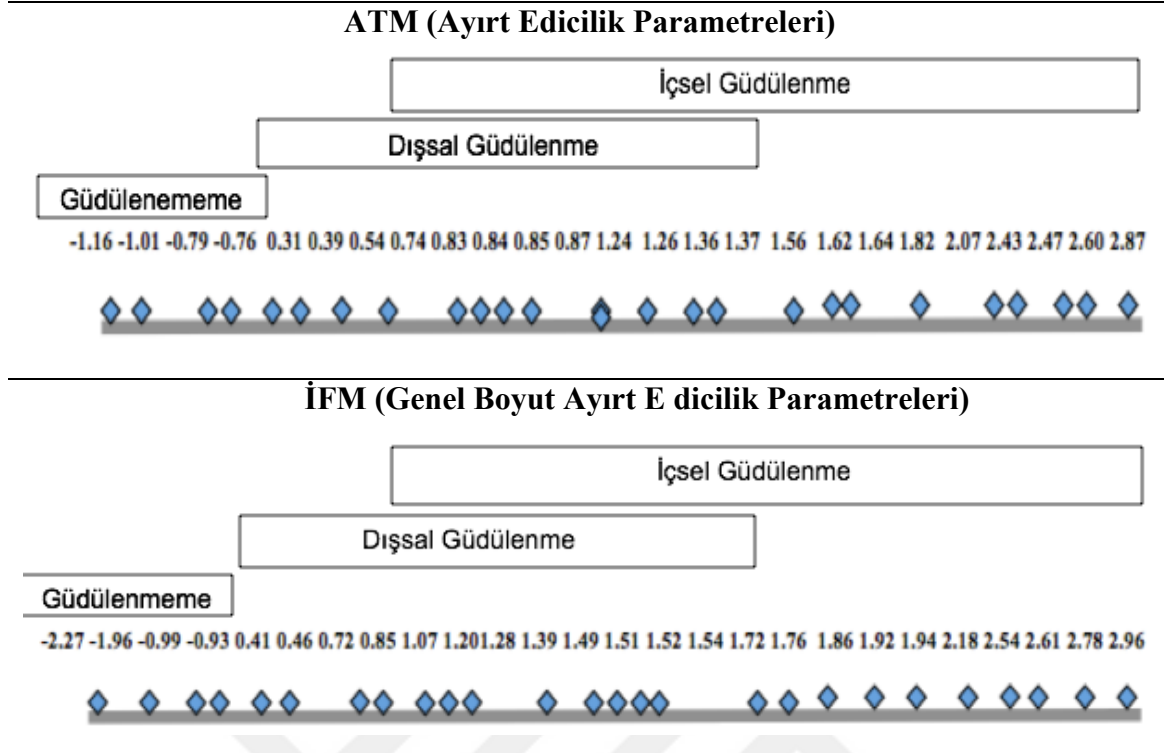
İFM'ye dayalı olarak hem genel hem de grup faktörlerde çok yüksek ayırt ediciliğe sahip maddelerin, ATM ve İFM ile elde edilen ayırt edicilik değerleri büyük farklılıklar göstermiştir. Bu bulguyla paralel olarak, Reise, Morizot ve Hays (2007) veri

matrisi çok boyutlu olduğunda, İFM ile genel boyutta kestirilen ayırt edicilik parametreleri ile tek boyutlu modele dayalı kestirilen ayırt edicilikler arasındaki tutarlılığın daha düşük olabileceğini ifade etmektedir. GAMOM ve ATM ayırt edicilik parametreleri ile İFM ayırt edicilikleri arasında yapılan karşılaştırmalar bu görüşü destekleyecek biçimde, maddelerin boyutluluğunun parametre kestirimlerini olumsuz etkileyebileceğine işaret etmektedir.

1b) Akademik Güdülenme Ölçeği maddeleri için aşamalı tepki modeli, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model ve iki faktör modeli ile kestirilen ayırt edicilik parametrelerine göre maddelerin tek boyutlu özerklik sürekliliği üzerindeki dağılımı nasıldır?

Bu araştırma sorusu çerçevesinde MTK modellerinin maddelere uygunluğunu incelemek amacıyla ayırt edicilik ve yer parametrelerinin örtük süreklilik üzerindeki dağılımı Şekil 6'da verilmiştir.





Şekil 6. Maddelerin Ayırt Edicilik ve Yer Parametrelerine Göre Dağılımı

Roberts (2016), monoton olmayan MTK modelinin maddelere uyumunun değerlendirilmesinde maddelerin yer parametrelerine göre örtük süreklilik üzerindeki dağılımlarının incelenmesini önermektedir. Litalien vd., (2017) de İFM'nin maddelere uyumunun değerlendirilmesi için genel boyutta kestirilen ayırt edicilik parametrelerine göre örtük süreklilik üzerindeki dağılımlarını incelemiştir. Daha önce ifade edildiği gibi, Öz Belirleme Kuramında güdülenme için güdülenememeden içsel güdülenmeye doğru giden tek boyutlu bir özerklik sürekliliği tanımlanmaktadır. AGÖ bu kurama dayalı olarak geliştirildiğinden, maddelerin yer ve ayırt edicilik parametrelerine göre kuramsal tanıma uygun biçimde sıralanması beklenmektedir.

Şekil 6'da, GAMOM ile kestirilen ayırt edicilik parametrelerinin tek boyutlu süreklilik üzerindeki dağılımı incelendiğinde, güdülenememe ve dışsal güdülenme boyutlarını ölçen maddelerin sürekliliğin daha düşük özerkliği yansıtan ucuna yerleştirildiği görülmektedir. İçsel güdülenme maddeleri için elde edilen ayırt edicilik değerleri süreklilik üzerinde geniş bir dağılım göstermiş olsa da bazı maddeler sürekliliğin yüksek özerkliği yansıtan ucuna yerleştirilmiştir. GAMOM'a dayalı olarak maddeler için kestirilen tek boyutlu ayırt edicilik parametrelerine göre maddelerin sıralanışı Öz Belirleme Kuramında tanımlanan özerklik sürekliliğiyle kısmen tutarlılık

göstermektedir. Ancak, ayırt edicilik parametrelerine göre maddelerin süreklilik üzerindeki dağılımları arasında geniş kesişim alanları gözlenmektedir. GAMOM, maddelerin kuramsal temelini oluşturan özerklik sürekliliği ile bir miktar tutarlı ayırt edicilik kestirimleri sağlamış olsa da bu kestirimler kuramsal yapıya yeterli düzeyde uyum sağlamamıştır.

GAMOM'a dayalı olarak kestirilen yer parametrelerine göre dağılım incelendiğinde, güdülenememe boyutunda yer alan maddelerin, Öz Belirleme Kuramı ile tutarlı olarak sürekliliğin negatif ucuna yerleştirildiği görülmektedir. Ancak, içsel ve dışsal güdülenme boyutlarında yer alan maddelerin yer parametrelerine göre örtük süreklilik üzerindeki dağılımı, güdülenme kuramında tanımlanandan önemli farklılıklar göstermektedir. ÖBK'da içsel güdülenme sürekliliğin pozitif ucunda, dışsal güdülenme ise sürekliliğin orta noktalarında tanımlanmaktadır. Çalışma grubunun maddelerdeki yanıt örüntülerine dayalı olarak madde yer parametreleri kestirildiğinde, içsel ve dışsal güdülenme boyutları süreklilik üzerinde tam tersi bir dizilim göstermiştir. Daha önce de ifade edildiği gibi özellikle grup faktördeki ayırt ediciliği yüksek olan dışsal güdülenme maddeleri için daha düşük ayırt edicilik parametreleri ve daha yüksek yer parametreleri kestirilmiştir. GAMOM, ayırt edicilik parametrelerine göre maddeleri özerklik sürekliliğiyle bir miktar tutarlı biçimde sıralayabilmiştir. Ancak, yer parametrelerine göre maddeler için elde edilen dağılım kuramsal temelden önemli biçimde farklılık göstermiştir. Bu durum, GAMOM'un yer parametre kestirimlerinin maddelerin çok boyutlu doğasından daha olumsuz etkilendiğine işaret etmektedir. Madde parametrelerinin dağılımı açısından GAMOM zayıf bir uyum sağlamıştır.

Tek ve çok boyutlu monoton modeller ile kestirilen ayırt edicilik parametrelerine göre her iki model için benzer dağılımlar elde edildiği görülmektedir. Hem ATM hem de İFM güdülenememe boyutunda yer alan maddeler için negatif ayırt edicilik parametreleri kestirerek, bu maddeleri ÖBK ile tutarlı olacak biçimde sürekliliğin negatif ucuna yerleştirmişlerdir. Her iki modelde dışsal güdülenme maddeleri sürekliliğin orta noktalarına, içsel güdülenme maddeleri de pozitif uca yerleştirilmiştir. ATM ve İFM'nin kuramsal temele uygun parametre kestirimleri sağladıkları görülmektedir. Ancak, İFM ile maddeler için en yüksek ayırt edicilik değerleri elde edilmiştir. Hem genel hem de grup faktörde kestirilen ayırt edicilik parametreleri yüksek olan çok sayıda madde bulunmaktadır. İFM hem maddelerin genel

faktördeki ayırt edicilikleri bakımından kuramsal temelle tutarlı bulgular sağlamış hem de grup faktörlerdeki ayırt edicilikleri yüksek olan maddeleri belirleyebilmiştir. Ayrıca, maddelerin çok boyutlu doğasının tek boyutlu modellerin parametre kestirimlerini olumsuz etkilediğine ilişkin bulgular elde edilmiştir. Madde parametrelerine dayalı olarak ulaşılan bulgular, İFM'nin veri matrisini kuramsal ve istatistiksel açısından daha uygun biçimde modelleyebildiğine işaret etmektedir.

İFM ile maddeler için genel boyutta kestirilen ayırt edicilik parametreleri maddeleri güdülenemeden içsel güdülenmeye doğru giden bir süreklilik üzerinde sıralayabilmektedir. Öz Belirleme Kuramında öne sürüldüğü gibi en düşük özerklik düzeyine karşılık gelen güdülenememe maddeleri için negatif ve yüksek (-0.99 ve -1.96 arasında), en yüksek özerklik düzeyine karşılık gelen bilmeye yönelik içsel güdülenme maddeleri için de en yüksek pozitif ayırt edicilik parametreleri (1.76 ve 2.96 arasında) kestirilmiştir. Ayrıca, özellikle dışsal güdülenme maddelerinin grup faktörde kestirilen ayırt edicilik parametrelerinin de yüksek olduğu görülmüştür. Bu bulguları destekleyecek şekilde, Litalien vd. (2017)'nin çalışmasında açılımlı faktör analizi çerçevesinde yapılan iki faktör modellemesi sonucunda maddeler için elde edilen genel faktör yüklerinin tek boyutlu süreklilik varsayımıyla tutarlı olduğu bulunmuştur. Özellikle dışsal güdülenme maddeleri için grup faktörlerde de yüksek faktör yükleri elde edilmiştir. Bu araştırmada, MTK çerçevesinde iki faktör modeline dayalı olarak kestirilen ayırt edicilik parametreleri de bu bulguları desteklemektedir.

Şekil 5'te sürekliliğin bazı noktalarında gözlenen kesişimler başarıya ve uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme boyutlarında yer alan, 20 ("Akademik çalışmalarda zorlandığımı hissetmekten zevk aldığım için."), 27 ("Üniversitedeki çalışmalarında mükemmel olmaya çalışmak, bireysel tatmin yaşamamı sağlıyor.") ve 4 ("Bana ait düşünceleri başkalarıyla paylaşıırken çok yoğun duygular yaşıyorum.") numaralı maddeler nedeniyle ortaya çıkmaktadır. Bu maddeler için diğer içsel güdülenme maddelerinden daha düşük ve dışsal güdülenme maddeleri için kestirilen değerlere yakın ayırt edicilik parametreleri elde edilmiştir. Bu bulguyla benzer şekilde, Litalien vd. (2017) tarafından yapılan çalışmada, başarıya yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan maddeler için en düşük genel ve en yüksek grup faktör yükü elde edilmiştir. 4 numaralı madde için de hem genel hem de grup faktörde diğer maddelere göreli olarak daha düşük faktör yükleri kestirilmiştir. Bu araştırmada da 4 numaralı madde en düşük

grup ve üçüncü en düşük genel boyut ayırt ediciliğine sahip olmuştur. 4 numaralı maddenin içeriği incelendiğinde, bu maddenin ölçmek istediği özellik olan uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenmeyi yeterli biçimde temsil etmediği ifade edilebilir. Madde, “çok yoğun duygular” ifadesiyle uyarım yaşamayla ilgili bir içeriğe sahip olsa da bu içeriğin içsel güdülenmeyi yansıtmak için yeterli olmadığı düşünülmektedir.

4 numaralı madde dışında geriye kalan 25 maddenin hepsi genel boyutta ya da ait oldukları alt boyutlardan birinde 1.00’in üzerinde ayırt edicilik parametresine sahiptir. Madde parametrelerine göre İFM’nin tek boyutlu modellere göre daha yüksek ve kuramsal temele daha uygun ayırt edicilik değerleri kestirmiş olması, AGÖ maddelerinin hem genel boyutla hem de alt boyutlarla ilişkili çok boyutlu maddeler olduğunu desteklemektedir.

1c) Akademik Güdülenme Ölçeği maddeleri için iki faktör modeli ile kestirilen çok boyutlu madde parametreleri ne düzeydedir?

Bu araştırma sorusu çerçevesinde, madde düzeyinde çok boyutluluğun daha detaylı olarak incelenebilmesi için İFM ile genel ve grup faktörlerde kestirilen ayırt edicilik parametreleri ve eşik parametreleri Çizelge 4’te birlikte verilmiştir.

Çizelge 4

İki Faktör Modeli ile Kestirilen Madde Parametreleri

Alt Boyutlar	Madde No	a_G	a_S	d1	d2	d3	d4	d5	d6
BİL	2	1.76	1.02	6.567	5.255	3.984	2.354	0.722	-0.952
	9	2.61	0.95	6.25	4.854	3.436	1.621	-0.268	-2.25
	16	2.96	0.65	6.925	5.389	3.919	1.972	0.083	2.038
	23	2.54	0.56	5.814	4.571	3.19	1.441	0.192	2.281
BAŞ	6	1.86	0.20	4.344	3.075	1.849	0.145	-1.278	-2.821
	13	2.18	0.09	4.949	3.6	2.306	0.666	-0.897	-2.479
	20	1.07	1.99	1.316	-0.052	-1.228	-2.571	-3.697	-5.216
	27	1.28	0.52	2.444	1.301	0.486	-0.577	-1.627	-2.807
UYA	4	0.85	0.04	3.369	2.322	1.357	0.081	-0.963	-2.106
	11	1.94	1.45	4.306	2.911	1.729	0.157	-1.322	-3.018
	18	1.92	1.59	4.002	2.331	0.842	-0.869	-2.299	-3.83
	25	2.78	1.32	5.514	3.686	2.216	0.388	-1.379	-3.511
BEL	3	1.39	1.05	5.539	4.497	3.552	2.247	0.886	-0.683
	17	1.49	1.31	5.702	4.398	3.276	1.883	0.535	-1.272
	24	1.72	1.52	5.794	4.199	3.131	1.729	0.291	-1.593

(devam ediyor)

Çizelge 4 (devam)

İki Faktör Modeli ile Kestirilen Madde Parametreleri

Alt Boyutlar	Madde No	a_G	a_S	d1	d2	d3	d4	d5	d6
İÇE	7	0.46	1.40	1.377	0.164	-0.411	-1.257	-1.997	-3.076
	14	1.51	0.65	3.881	2.855	1.955	0.855	-0.325	-1.891
	21	0.72	1.82	0.965	-0.273	-1.056	-2.128	-3.075	-4.086
	28	1.54	2.99	3.686	1.798	0.579	-1.11	-2.629	-4.791
DIŞ	8	1.20	1.88	5.158	4.077	3.17	1.972	0.725	-1.156
	15	1.52	2.31	8.028	6.327	5.265	3.924	2.164	0.314
	22	0.41	2.25	4.579	3.634	2.712	1.209	0.005	-1.658
GÜD	5	-0.99	1.54	3.65	2.843	2.125	1.1	0.178	-1.362
	12	-0.93	1.52	4.176	3.638	2.91	1.919	1.352	0.011
	19	-2.27	3.38	7.977	6.737	5.693	4.286	3.275	1.078
	26	-1.96	3.37	7.127	6.005	4.833	3.787	2.732	0.671

Çizelge 4’te verilen madde parametrelerine göre, bilmeye yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan maddelerin tümü için genel boyutta kestirilen ayırt edicilik parametrelerinin, alt boyutta kestirilen ayırt edicilik parametrelerinden daha yüksek olduğu görülmektedir. 20 numaralı maddenin dışında, başarıya yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan maddelerin de genel boyuttaki ayırt edicilikleri alt boyutta kestirilen ayırt ediciliklerinden daha yüksektir. Benzer şekilde, uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan maddelerin tümü için alt boyutta kestirilen parametrelerden daha yüksek genel boyut ayırt edicilik parametreleri elde edilmiştir. Ancak, maddelerin ayırt edicilik parametreleri açısından sahip olduğu bu örüntü dışsal güdülenme boyutlarıyla birlikte değişmektedir. Belirlenmiş dışsal güdülenme boyutunda yer alan 24 numaralı maddenin genel boyuttaki ayırt ediciliği daha yüksektir. Geriye kalan iki maddenin genel ve alt boyuttaki ayırt edicilik parametrelerinin birbirine çok yakın olduğu görülmektedir. İçe yansıyan dışsal güdülenme boyutunda ise 14 numaralı maddenin dışında, geriye kalan 3 maddenin alt boyutta kestirilen ayırt edicilikleri daha yüksektir. Dışsal düzenleme ve güdülenememe boyutunda yer alan maddelerin tümü için alt boyutlarda daha yüksek ayırt edicilik parametreleri elde edilmiştir. Bu bulguyla benzer şekilde, Howard, Gagne, Morin ve Forest (2016) tarafından ÖBK’ya dayalı farklı bir ölçek üzerinde açıklayıcı faktör analizi çerçevesinde yapılan iki faktör modellemesi sonucunda içsel güdülenme maddelerinin genel faktörde, dışsal güdülenme maddelerinin de grup faktörlerde daha yüksek yüke sahip olduğu görülmüştür. Litalien vd. (2017) tarafından yapılan çalışmada

da genel faktör tanımlandığında, içsel güdülenme maddelerinin grup faktörde düşük faktör yüklerine sahip oldukları bulunmuştur.

Çizelge 4'te verilen madde parametreleri, içsel güdülenme boyutunda yer alan maddelerin genel boyut ayırt ediciliklerinin yüksek, alt boyutlarda kestirilen ayırt ediciliklerinin daha düşük olduğunu göstermiştir. Bunun tersine, dışsal güdülenme ve güdülenememe boyutunda yer alan maddelerin genel boyut ayırt edicilikleri daha düşükken, alt boyutlarda bireyler arasındaki farkları ayırt etme düzeyleri yüksektir. Maddelere ilişkin daha fazla bilgi elde edebilmek amacıyla hesaplanan çok boyutlu ayırt edicilik, yön ve eşik parametreleri Çizelge 5'te verilmiştir.

Çizelge 5

İki Faktör Modeli ile Kestirilen Çok Boyutlu Madde Parametreleri

Alt Boyutlar	Madde No	A_{iMAX}	B_{i1}	B_{i2}	B_{i3}	B_{i4}	B_{i5}	B_{i6}	ω_{GMAX}
BİL	2	2.035	-3.227	-2.582	-1.958	-1.157	-0.355	0.467	30.133
	9	2.786	-2.243	-1.742	-1.233	-0.582	0.096	0.807	19.999
	16	3.033	-2.283	-1.777	-1.292	-0.650	-0.027	0.672	12.422
	23	2.610	-2.227	-1.751	-1.222	-0.552	0.073	0.873	12.513
BAŞ	6	1.877	-2.315	-1.638	-0.985	-0.077	0.681	1.503	6.482
	13	2.189	-2.261	-1.644	-1.053	-0.304	0.410	1.132	2.449
	20	2.267	-0.579	0.023	0.541	1.132	1.628	2.297	61.779
	27	1.387	-1.762	-0.938	-0.350	0.416	1.173	2.024	22.220
UYA	4	0.856	-3.936	-2.713	-1.586	-0.094	1.125	2.461	3.917
	11	2.433	-1.770	-1.197	-0.711	-0.065	0.544	1.240	36.768
	18	2.502	-1.599	-0.931	-0.337	0.347	0.919	1.530	39.558
	25	3.089	-1.785	-1.193	-0.717	-0.125	0.446	1.137	25.461
BEL	3	1.751	-3.164	-2.569	-2.029	-1.284	-0.506	0.390	37.077
	17	1.994	-2.860	-2.206	-1.643	-0.944	-0.268	0.638	41.344
	24	2.306	-2.512	-1.821	-1.358	-0.750	-0.126	0.690	41.503
İÇE	7	1.482	-0.929	-0.111	0.277	0.848	1.347	2.075	71.551
	14	1.650	-2.352	-1.730	-1.185	-0.518	0.197	1.146	23.513
	21	1.965	-0.491	-0.139	0.538	1.083	1.565	2.080	68.255
	28	3.368	-1.094	-0.534	-0.172	0.330	0.781	1.423	62.637
DIŞ	8	2.236	-2.307	-1.823	-1.418	-0.882	-0.324	0.517	57.299
	15	2.773	-2.895	-2.282	-1.899	-1.415	-0.781	-0.113	56.736
	22	2.293	-1.997	-1.585	-1.183	-0.527	-0.002	0.723	79.471
GÜD	5	1.841	-1.983	-1.544	-1.154	-0.597	-0.097	0.740	57.248
	12	1.789	-2.334	-2.034	-1.627	-1.073	-0.756	-0.006	58.528
	19	4.078	-1.956	-1.652	-1.396	-1.051	-0.803	-0.264	56.040
	26	3.902	-1.826	-1.539	-1.238	-0.970	-0.700	-0.172	59.762

Çizelge 5'te verilen çok boyutlu ayırt edicilik parametrelerine göre, 4, 6 ve 27 numaralı maddeler dışında kalan içsel güdülenme maddelerinin çok boyutlu ayırt

ediciliklerinin 2'nin üzerinde olduğu görülmektedir. Belirlenmiş ve içe yansıyan dışsal güdülenme boyutlarında yer alan maddelerin çok boyutlu ayırt edicilikleri çoğunlukla 2'nin altındadır. Dışsal düzenleme ve güdülenememe boyutlarında yer alan maddelerin çok boyutlu ayırt edicilik parametreleri 2'nin üzerindedir. Eşik parametreleri, belirli bir yanıt kategorisinde %50 olasılıkla yanıt vermek için sahip olunması gereken örtük özellik düzeyini göstermektedir. En yüksek yanıt kategorileri (6 ve 7) için hesaplanan eşik parametrelerine göre, içe yansıyan dışsal güdülenme maddelerinde bu kategorilerde yanıt vermek için sahip olunması gereken teta düzeylerinin diğer dışsal güdülenme maddelerinden daha yüksek olduğu söylenebilir. Benzer şekilde, birinci araştırma sorusu çerçevesinde, bu boyutta yer alan maddeler için GAMOM ile en yüksek yer parametreleri elde edilmiştir. GAMOM'da yer parametreleri, maddeye katılma olasılığını en yüksek yapan teta değerlerini göstermektedir. Hem İFM hem de GAMOM bu boyutta yer alan maddelerin diğer dışsal güdülenme maddelerine göre daha uç maddeler olduklarını göstermiştir.

GAMOM ile kestirilen ikinci en uç yer parametresine sahip 7 ("Üniversiteyi bitirebileceğimi kendi kendime kanıtlamak için.") ve 21 ("Kendi kendime zeki olduğumu göstermek için.") numaralı maddelerin en yüksek yanıt kategorisi için eşik parametreleri 2.07 ve 2.08 olarak kestirilmiştir. Bu maddeler, dışsal güdülenme boyutlarında yer almalarına rağmen bazı içsel güdülenme maddeleri için kestirilen eşik parametrelerinden daha yüksek değerlere sahip olmuştur. Maddelerin içerikleri incelendiğinde, maddelerin başarıyı ya da zekayı kanıtlamayla ilgili olduğu görülmektedir. Miller (2007)'in çalışmasında, bu bulgulardan farklı olarak 7 ve 21 numaralı maddeler için beklentiye uygun olarak orta düzeyde yer parametreleri kestirilmiştir. Ancak, bu araştırmanın çalışma grubunda yer alan bireylerin madde yanıtlarına dayalı olarak kestirilen parametreler, bu maddelerin bu kültürde hedeflenenden farklı bir özelliği ölçüyor olabileceğine işaret etmektedir. Bireyler aslında dışsal güdülenmeyi ölçen 7 ve 21 numaralı maddelerde, büyük oranda en düşük yanıt kategorilerinde yanıt vermiştir.

Çizelge 5'te verilen yön parametreleri, genel boyuta göre maddelerin en yüksek ayırt ediciliklere sahip oldukları açılara ilişkin bilgi vermektedir. Bir madde için genel ve alt boyutta kestirilen ayırt edicilikler birbirine eşit olduğunda, bu açı değeri 45°'ye eşit olmaktadır. Genel boyutta hesaplanan ayırt edicilik parametresinin daha yüksek

olduğu durumda açı 45° 'den daha düşük, alt boyuttaki ayırt ediciliğin yüksek olması durumunda ise 45° 'den daha yüksek olmaktadır. Bilmeye yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan maddeler için hesaplanan açılar 45° 'nin çok altında yer almıştır. Benzer şekilde, 20 numaralı madde dışında geriye kalan içsel güdülenme maddeleri için hesaplanan açı değerleri de 45° 'nin altındadır. Ayırt edicilik parametrelerine dayalı olarak elde edilen bulgularla paralel olarak, içsel güdülenme maddelerinin genel boyutta daha ayırt edici oldukları görülmektedir. Belirlenmiş dışsal güdülenme boyutunda yer alan maddelerin genel ve alt boyuttaki ayırt edicilikleri birbirine yakın olduğundan, bu maddeler için 45° 'ye yakın açı değerleri hesaplanmıştır. Diğer dışsal güdülenme boyutlarındaki maddelerden 14 numaralı madde dışında kalan maddelerin açı değerlerinin 45° 'nin üzerinde olduğu görülmektedir. Açı değerlerine göre, dışsal güdülenme ve güdülenememe boyutunda yer alan maddelerin alt boyuttaki ayırt edicilik düzeyleri genel boyuttaki ayırt ediciliklerine göre daha yüksektir. Maddelerin farklı açılardaki ayırt edicilik parametrelerinin değişimini görebilmek amacıyla 0° ile 90° arasında 10° derecelik aralıklarda hesaplanan yönsel ayırt edicilik parametreleri Çizelge 6'da verilmiştir.

Çizelge 6

İki Faktör Modeli ile Kestirilen Yönsel Ayırt Edicilik Parametreleri

Madde No	A ₀	A ₁₀	A ₂₀	A ₃₀	A ₄₀	A ₅₀	A ₆₀	A ₇₀	A ₈₀	A ₉₀
2	1.76	1.911	2.003	2.035	2.005	1.913	1.764	1.561	1.311	1.021
9	2.618	2.744	2.786	2.744	2.618	2.413	2.134	1.791	1.393	0.953
16	2.962	3.031	3.007	2.892	2.689	2.405	2.047	1.628	1.158	0.654
23	2.548	2.608	2.588	2.490	2.316	2.072	1.765	1.404	1.001	0.567
6	1.865	1.873	1.824	1.720	1.563	1.359	1.114	0.834	0.530	0.209
13	2.187	2.171	2.088	1.943	1.738	1.480	1.178	0.839	0.475	0.097
20	1.072	1.403	1.691	1.927	2.105	2.220	2.266	2.244	2.154	1.998
27	1.284	1.356	1.386	1.375	1.322	1.228	1.098	0.933	0.741	0.526
4	0.854	0.849	0.819	0.764	0.685	0.586	0.469	0.337	0.196	0.048
11	1.949	2.172	2.329	2.416	2.429	2.368	2.235	2.035	1.772	1.456
18	1.929	2.176	2.358	2.468	2.502	2.461	2.345	2.158	1.905	1.594
25	2.789	2.977	3.075	3.080	2.991	2.811	2.545	2.203	1.793	1.329
3	1.397	1.559	1.674	1.738	1.749	1.707	1.613	1.470	1.283	1.056
17	1.497	1.703	1.857	1.955	1.993	1.971	1.889	1.750	1.557	1.317
24	1.727	1.966	2.145	2.260	2.305	2.281	2.187	2.027	1.805	1.528

(devam ediyor)

Çizelge 6 (devam)

İki Faktör Modeli ile Kestirilen Yönsel Ayırt Edicilik Parametreleri

Madde No	A ₀	A ₁₀	A ₂₀	A ₃₀	A ₄₀	A ₅₀	A ₆₀	A ₇₀	A ₈₀	A ₉₀
7	0.469	0.706	0.922	1.109	1.263	1.379	1.452	1.482	1.466	1.406
14	1.513	1.604	1.647	1.640	1.583	1.477	1.327	1.137	0.912	0.659
21	0.728	1.034	1.308	1.543	1.731	1.866	1.945	1.964	1.924	1.825
28	1.548	2.044	2.478	2.836	3.108	3.286	3.364	3.340	3.214	2.991
8	1.208	1.516	1.778	1.987	2.134	2.217	2.233	2.181	2.062	1.881
15	1.521	1.901	2.222	2.477	2.656	2.754	2.769	2.699	2.548	2.319
22	0.419	0.804	1.165	1.490	1.770	1.997	2.162	2.262	2.294	2.255
5	0.996	1.250	1.465	1.637	1.758	1.826	1.839	1.795	1.697	1.548
12	0.934	1.185	1.400	1.572	1.696	1.769	1.789	1.753	1.665	1.526
19	2.278	2.831	3.298	3.664	3.920	4.056	4.069	3.958	3.727	3.383
26	1.965	2.521	3.000	3.388	3.673	3.846	3.903	3.841	3.662	3.372

Çizelge 6'da verilen yönsel ayırt edicilik parametreleri de diğer madde parametreleriyle elde edilen bulguları desteklemektedir. Bilmeye yönelik içsel güdülenme maddeleri 10° ile 30° arasında en yüksek ayırt ediciliklere sahip olmaktadır. Buna göre, bilmeye yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan maddelerin genel boyuttaki ayırt edicilikleri daha yüksektir. Ayrıca, maddelerin ayırt edicilikleri, maddelerin teta kestiriminde sağladığı bilgi düzeyini etkilediğinden bu boyutta yer alan maddelerin genel faktördeki teta kestiriminde sağladığı bilgi miktarının yüksek olduğu ifade edilebilir. Başarıya yönelik içsel güdülenme maddelerinin ise 0° ile 20° arasında (20 numaralı madde dışında) ayırt edicilik parametrelerinin en yüksek olduğu görülmektedir. 6 ve 13 numaralı maddelerin en yüksek ayırt ediciliğe 10° ve 0°'de sahip olması, bu maddelerin alt boyutta bireyler arası farkları ayırt etme güçlerinin ve teta kestirimlerinde sağladıkları bilgi miktarlarının çok düşük olduğunu göstermektedir. Uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme maddeleri 30° ile 40° arasında (4 numaralı madde dışında) daha ayırt edicidir. Maddeler için hesaplanan yönsel ayırt edicilik parametrelerine göre bu boyuttaki maddelerin hem genel hem de alt boyuttaki ayırt edicilikleri birbirine yakın ve yüksektir. 4 numaralı madde için ayırt edicilik değerleri 90°'ye yaklaştıkça büyük bir düşüş gösterdiğinden, bu maddenin alt boyuttaki ayırt ediciliğinin çok düşük olduğu ifade edilebilir. Litalien vd. (2017) faktör analizi çerçevesinde yaptıkları iki faktör modellemesi sonucunda 4 numaralı maddenin, başarıya yönelik içsel güdülenme grup faktöründe, ait olduğu uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme boyutuyla aynı faktör yüküne sahip olduğu bulunmuştur.

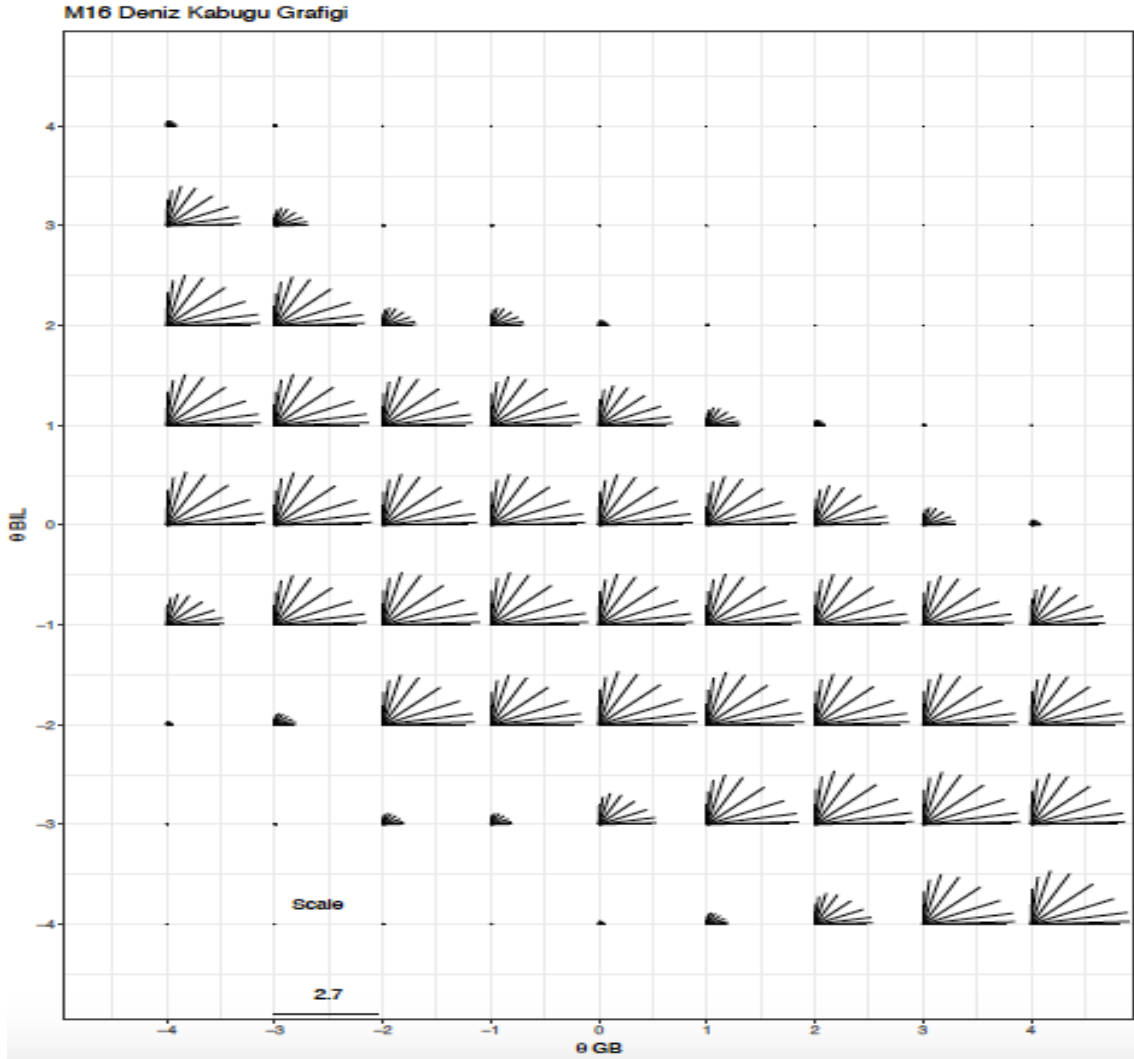
Araştırmacılar, bu maddenin beklenildiği gibi belirli bir içsel güdülenme türünün temsilcisi olmayabileceğini düşünmektedir. Bu araştırmada da 4 numaralı madde, en düşük alt boyut ve üçüncü en düşük genel boyut ayırt edicilik parametresine sahip olmuştur. Bu madde dışındaki maddelerin tamamı 2'nin üzerinde çok boyutlu ayırt edicilik parametresine sahiptir.

Yönsel ayırt edicilik parametrelerine göre içsel güdülenme boyutunda yer alan maddeler genel boyutta bireyler arasındaki farkları ayırt edebilecek düzeydedir. Ancak, bu maddelerin alt boyutlarda ayırt edicilik düzeyleri düşmektedir. 4, 6 ve 13 numaralı maddeler için 90° 'de hesaplanan ayırt edicilik parametreleri 0'a yaklaşmaktadır. İçsel güdülenmeyi ölçmek amacıyla geliştirilmiş maddelerin genel boyutu iyi biçimde ölçebilecekleri ancak içsel güdülenme açısından bireyler arasındaki farkları ortaya çıkarmada yeterli olmayacakları görülmektedir. İçsel güdülenme boyutları göz önünde bulundurulduğunda, tek boyutlu bir içsel güdülenme faktörünün tanımlanabileceği ifade edilebilir. Ancak, öğrencilerin farklı içsel güdülenme türlerine ilişkin profillerinin ortaya çıkarılması istendiğinde, bu boyutlarda yer alan maddelerin ilgili boyutlar üzerinde bireyler arası farkları yeterli biçimde ayırt etmeyeceği ifade edilebilir. Bu bulguyu destekleyecek biçimde, Howard, Gagne ve Bureau (2017) tarafından yapılan meta-analiz çalışmasında, içsel güdülenme boyutları arasındaki ilişkilerin 0.86 ve 0.96 arasında, diğer alt boyutlar arasındaki ilişkilerin ise -0.60 ve 0.51 arasında değiştiği bulunmuştur. Araştırmacılara göre, alt boyutlar arasında elde edilen bu yüksek ilişkiler, içsel güdülenmenin çok boyutlu temsilinin sorgulanması gerektiğine işaret etmektedir. Araştırmacılar, bu boyutlar arasında çoklu bağlantılılık sorunu oluşacağından, içsel güdülenme boyutlarından elde edilen puanlara dayalı bulguların yorumlanmasının güç olacağını ifade etmektedir. Litalien vd. (2017)'nin çalışmasında da bazı içsel güdülenme maddeleri için genel faktörde yüksek ancak grup faktörde çok düşük faktör yükleri elde edilmiştir. Araştırmacılar, bu maddelerin genel boyut üzerinde bireyler arası farkları ölçebileceğini ancak alt boyutlar üzerinde bireysel farkları ayırt etmede etkili olmayacaklarını ifade etmektedir.

Dışsal güdülenme ve güdülenememe boyutlarında yer alan maddeler için hesaplanan yönsel ayırt edicilik parametreleri 40° 'nin üzerinde (14 numaralı madde hariç) en yüksek değerlere ulaşmaktadır. Çizelge 6'da, maddelerin büyük çoğunluğunun 60° 'de en ayırt edici oldukları görülmektedir. Yönsel ayırt edicilik parametrelerine göre,

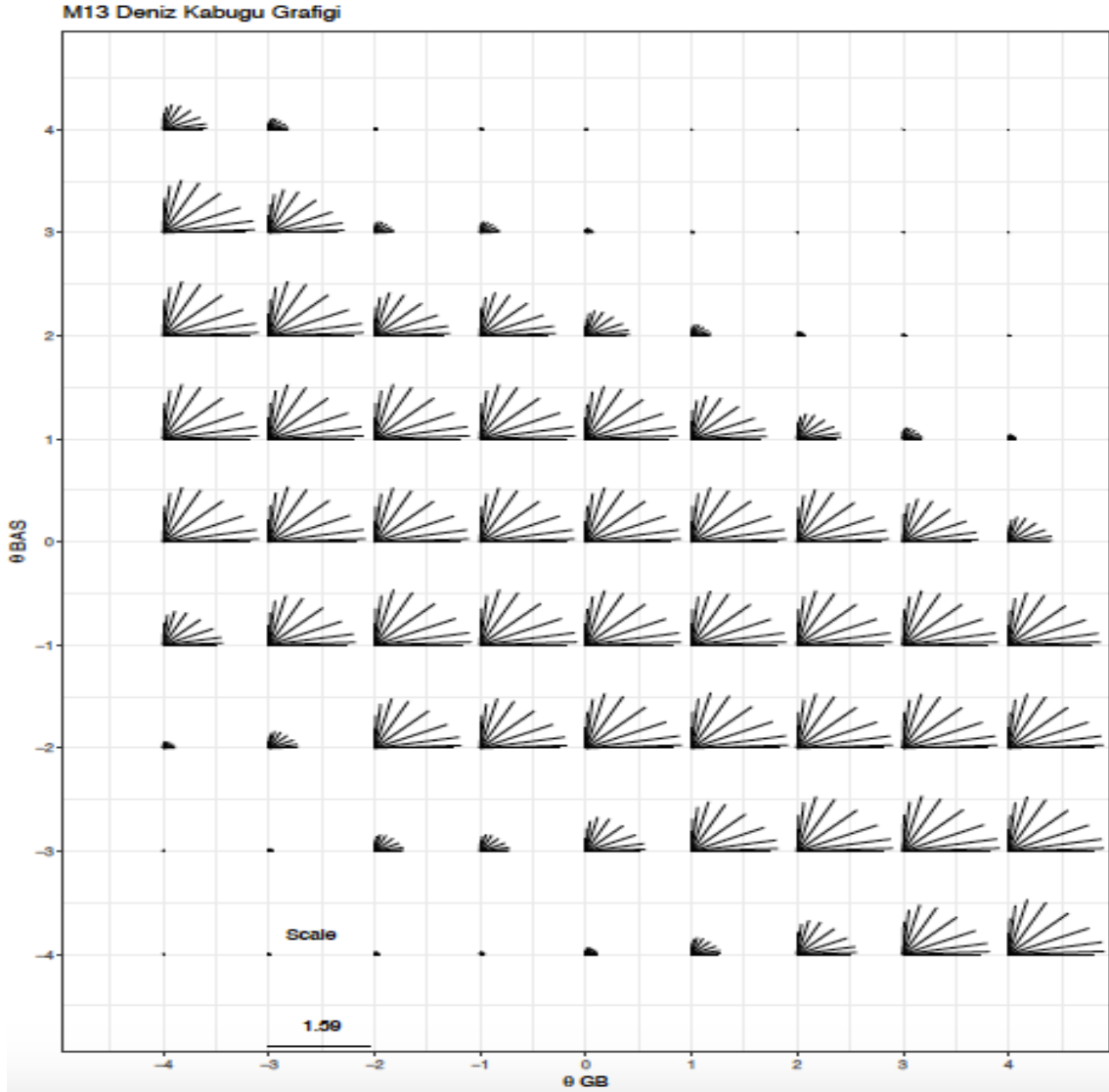
içsel güdülenme maddelerinden farklı olarak dışsal güdülenme ve güdülenememe boyutunda yer alan maddeler alt boyutlarda bireyler arası farkları iyi biçimde ayırt edebilmekte ve teta kestiriminde genel boyutta olduğundan daha fazla bilgi sağlamaktadır. Ayrıca, bu maddelerin genel boyuttaki ayırt edicilikleri de yüksektir. Dışsal güdülenme ve güdülenememe boyutlarında madde düzeyinde yapılan incelemeler genel bir güdülenme boyutuyla birlikte alt boyutların da tanımlanabileceğini göstermektedir. Dışsal güdülenme maddeleri için alt boyutlarda elde edilen yüksek ayırt edicilik parametreleri, bu maddelerin diğer boyutlarda yer alan maddelerle daha düşük ilişkilere sahip olduğuna işaret etmektedir (Periard, 2016). Bu bulguyu destekleyecek biçimde Howard, Gagne ve Bureau (2017)'nin çalışmasında içsel güdülenme boyutları arasında çok yüksek ilişkiler elde edilirken, dışsal güdülenme boyutları arasında orta düzeyde ilişkiler hesaplanmıştır.

Çok boyutlu ayırt edicilik parametreleri, maddelerin genel ve alt boyutta bireyler için yapılan parametre kestiriminde sağladıkları bilgi miktarına ilişkin fikir vermektedir. Ancak, çok boyutlu ayırt edicilik parametresi, madde yanıt yüzeyinin en dik noktasında maddenin bireyleri ayırt edebilme gücüne ilişkin bilgi sağlamaktadır. Maddenin, yanıt yüzeyinin her noktasında bireyleri ayırt etme gücüne ilişkin bilgi elde etmek amacıyla ölçekte yer alan maddelerin tamamı için çok boyutlu bilgi miktarını gösteren deniz kabuğu bilgi grafikleri oluşturulmuştur. Örnek olması amacıyla, her boyuttan çok boyutlu bilgi miktarı en yüksek olan bir maddeye ait deniz kabuğu grafiği verilmiştir. Bilmeye yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan 16 numaralı maddeye ait çok boyutlu bilgi grafiği Şekil 7'de verilmiştir.



Şekil 7. 16 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği

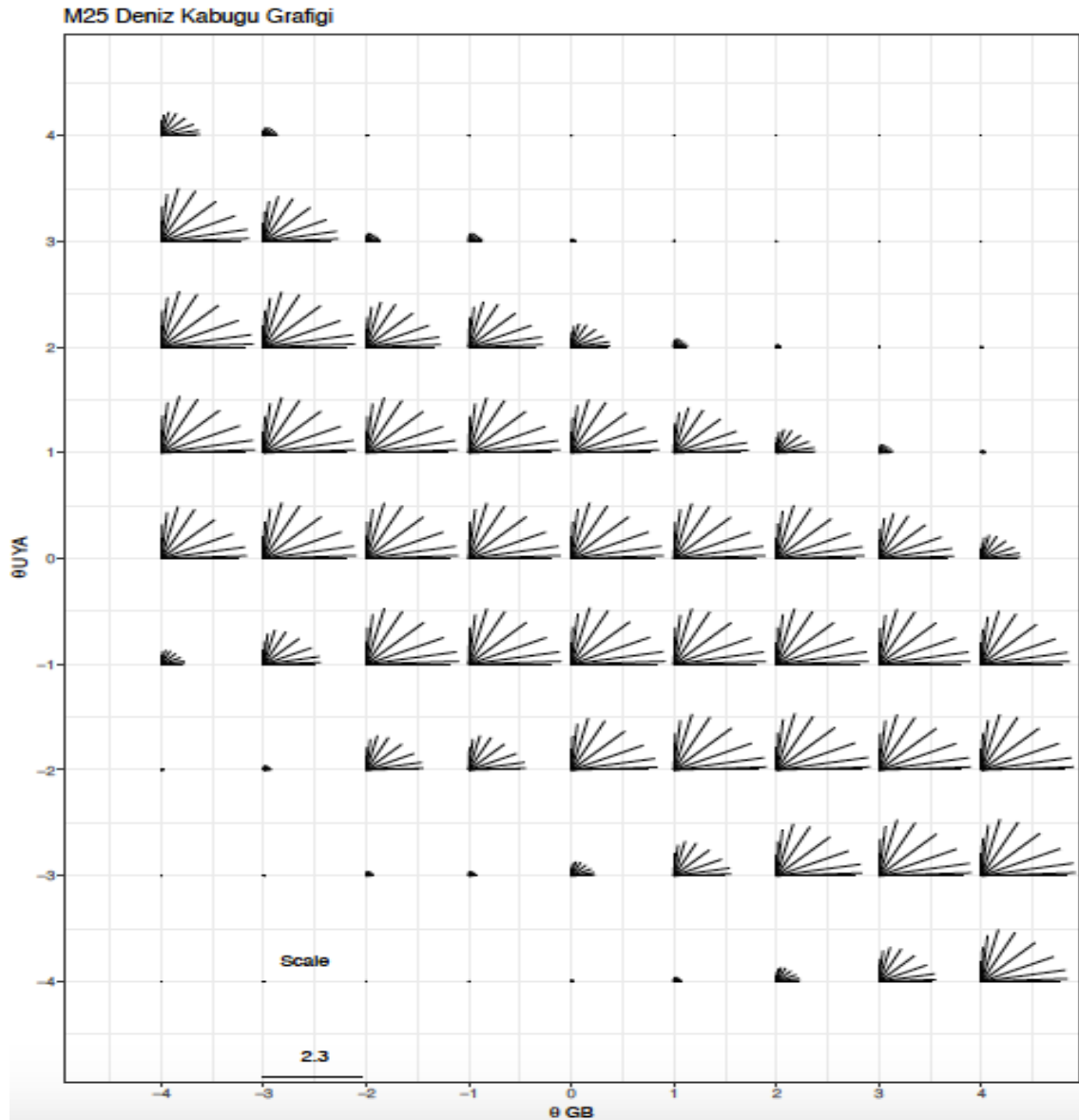
Şekil 7’de 16 numaralı madde için verilen bilgi grafiğinde doğruların uzunluğu bilgi miktarını göstermektedir. Buna göre, genel ve alt boyutta sahip olunan düşük ya da yüksek teta değerleri için 16 numaralı maddenin sağladığı bilgi miktarı daha azdır. Ayrıca, genel boyuta göre 0° ’den 90° ’ye onar derecelik artışlarla elde edilen bilgi fonksiyonları incelendiğinde, 10° ile 20° aralığında bilgi fonksiyonlarının en yüksek olduğu görülmektedir. Madde, en düşük bilgiyi 90° ’de sağlamıştır. 16 numaralı madde için farklı teta kombinasyonlarında ve açı değerlerinde hesaplanan bilgi fonksiyonlarının örüntüsü, maddenin en fazla bilgiyi genel boyutta sağladığını ve alt boyutta sağladığı bilgi miktarının daha düşük olduğunu göstermektedir. Şekil 8’de başarıya yönelik içsel güdülenme alt boyutunda yer alan 13 numaralı maddeye ait bilgi grafiği verilmiştir.



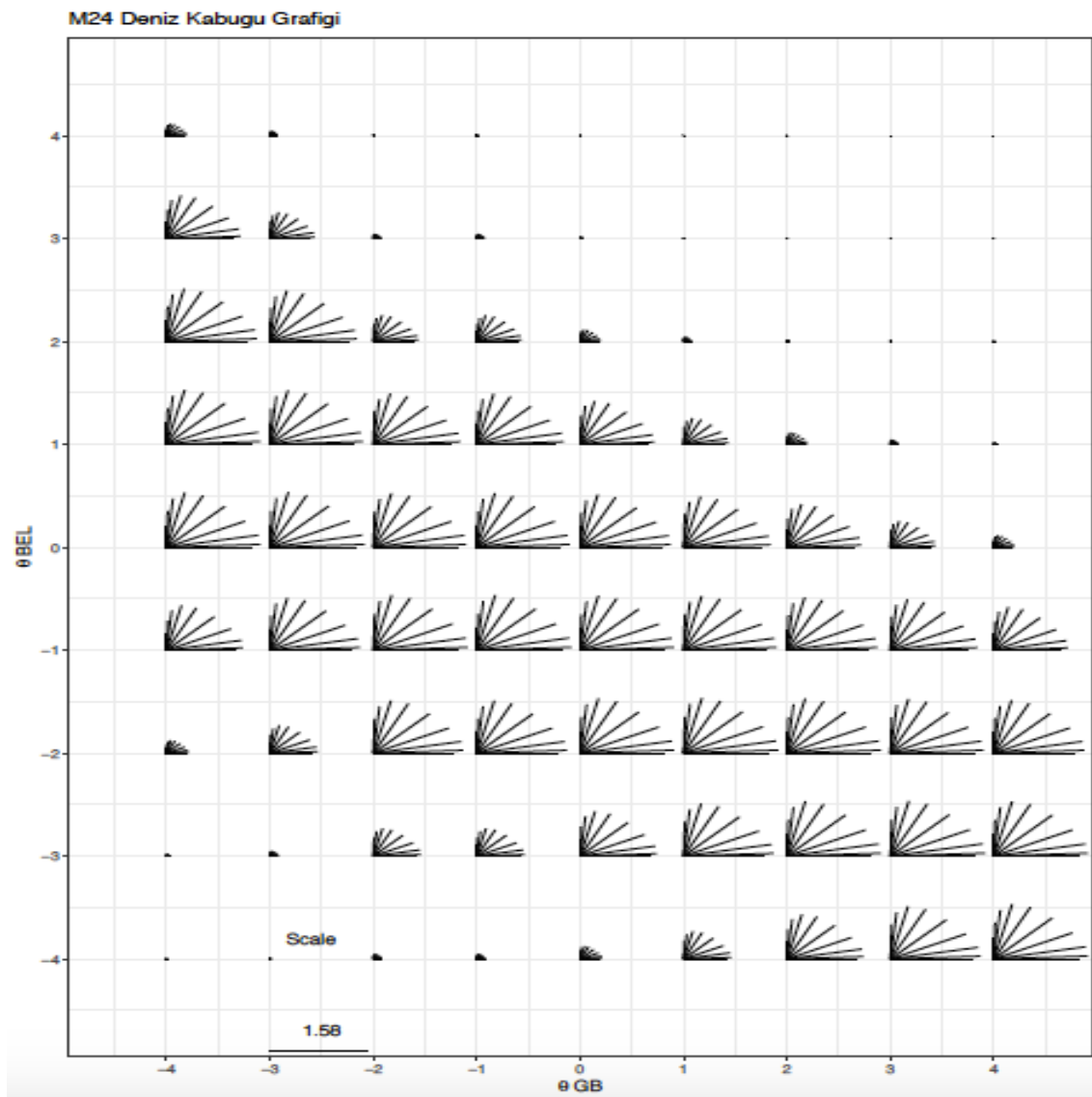
Şekil 8. 13 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği

Şekil 8’de verilen 13 numaralı maddeye ait bilgi grafiğinde, 16 numaralı madde ile benzer biçimde genel ve alt boyutta sahip olunan düşük ya da yüksek teta kombinasyonlarında hesaplanan bilgi fonksiyonlarının daha düşük olduğu görülmektedir. Genel boyuta göre 0° ve 90° aralığında hesaplanan bilgi miktarlarının değişimi, maddenin genel boyutta bireyler arası farklılıkları ayırt etme gücünün daha yüksek olduğuna işaret etmektedir. Maddenin en fazla bilgiyi 0° ile 20° aralığında sağladığı görülmektedir. 50° ile 90° aralığında doğruların boylarının çok fazla kısalması, maddenin alt boyuttaki ayırt ediciliğinin ve sağladığı bilgi miktarının düşük olduğunu

göstermektedir. Şekil 9’da uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan 25 numaralı maddeye ait bilgi grafiği verilmiştir.



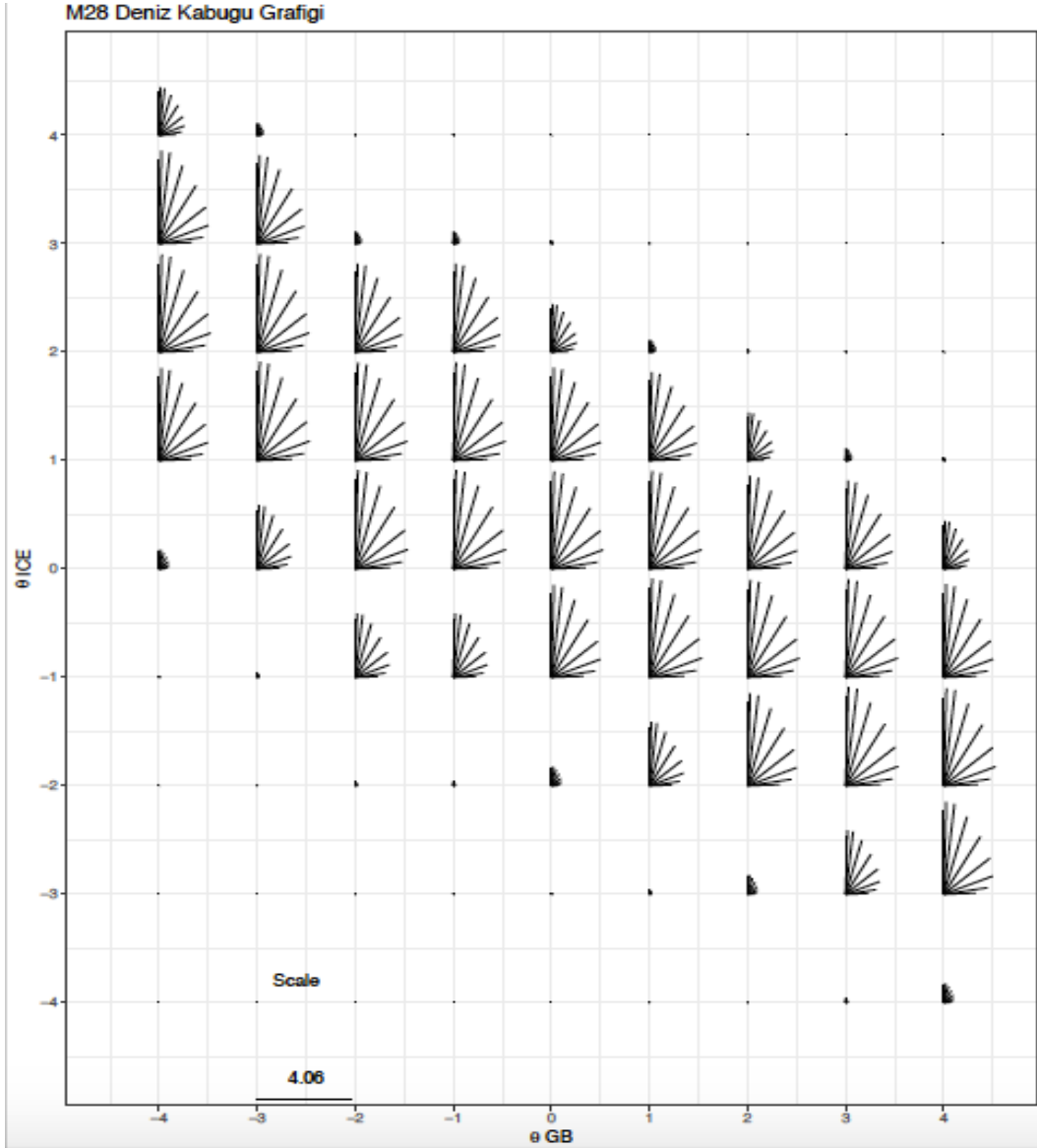
fazla bilgiyi 10° ile 30° aralığında sağlamıştır. Diğer içsel güdülenme maddeleri gibi, bu madde de genel boyutta bireyler arası farkları ayırt etmede daha güçlüdür. Belirlenmiş dışsal güdülenme boyutunda yer alan 24 numaralı maddeye ait bilgi grafiği Şekil 10'da verilmiştir.



Şekil 10. 24 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği

Şekil 10'da verilen bilgi grafiği, 24 numaralı madde için farklı tetra kombinasyonlarında ve açı değerlerinde elde edilen bilgi fonksiyonlarını göstermektedir. Diğer maddelerle benzer şekilde, genel boyuta göre 90° 'ye doğru gidildikçe maddenin sağladığı bilgi miktarının düştüğü görülmektedir. Madde en fazla

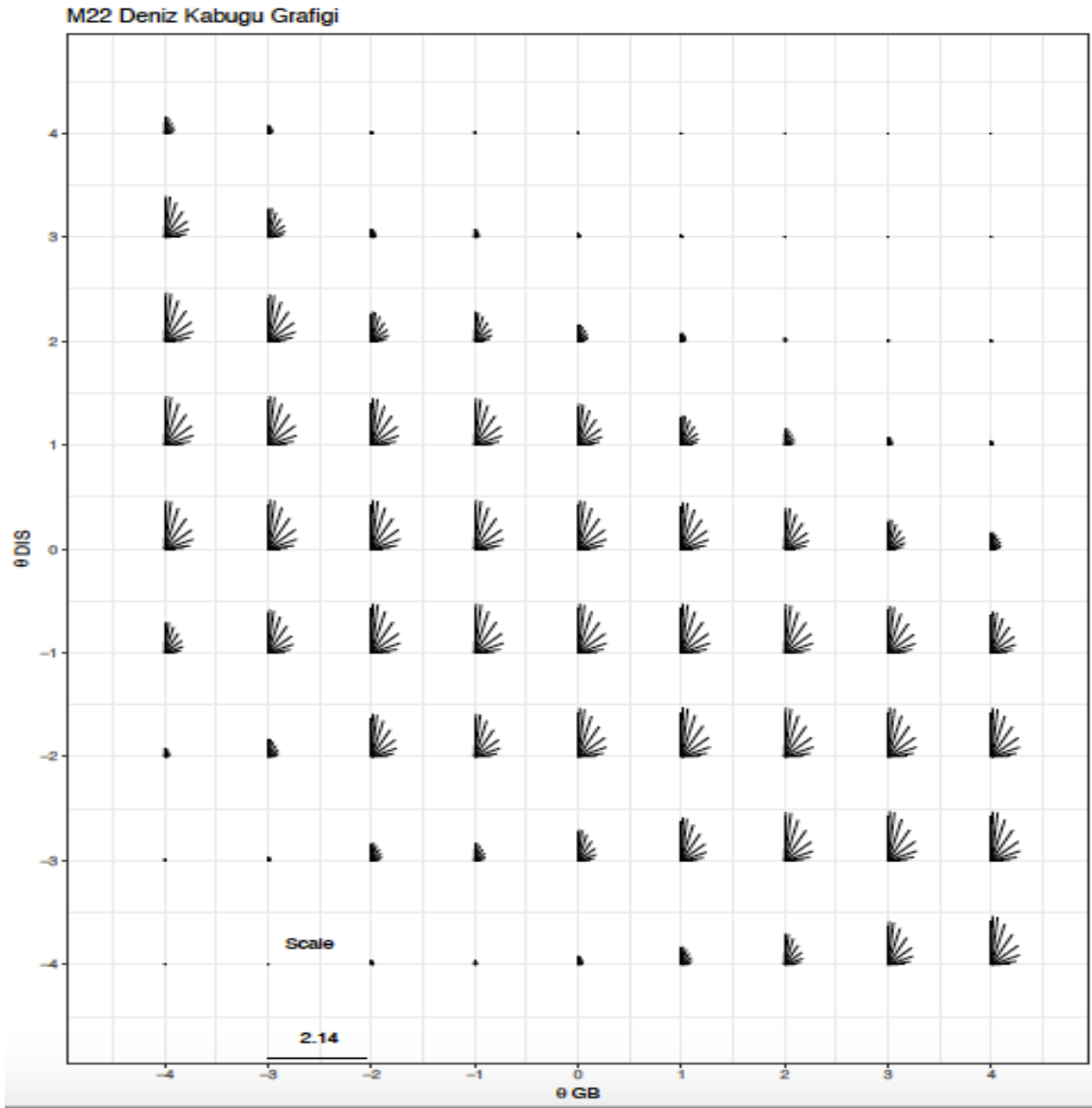
bilgiyi 20° ile 40° aralığında sağlamıştır. Maddenin genel boyut eksenine yaklaştıkça sağladığı bilgi miktarının artması bu maddenin genel boyutta bireyler arası farkları ayırt etme gücünün yüksek olduğunu göstermektedir. Şekil 11’de içe yansıyan dışsal güdülenme boyutunda yer alan 28 numaralı maddeye ait deniz kabuğu bilgi grafiği yer almaktadır.



Şekil 11. 28 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği

Şekil 11’de 28 numaralı madde için verilen bilgi grafiğinde genel boyuta göre 0° ’den 90° ’ye onar derecelik artışlarla elde edilen bilgi fonksiyonları incelendiğinde, 60° ile 80° aralığında bilgi fonksiyonlarının en yüksek olduğu görülmektedir. Madde, en

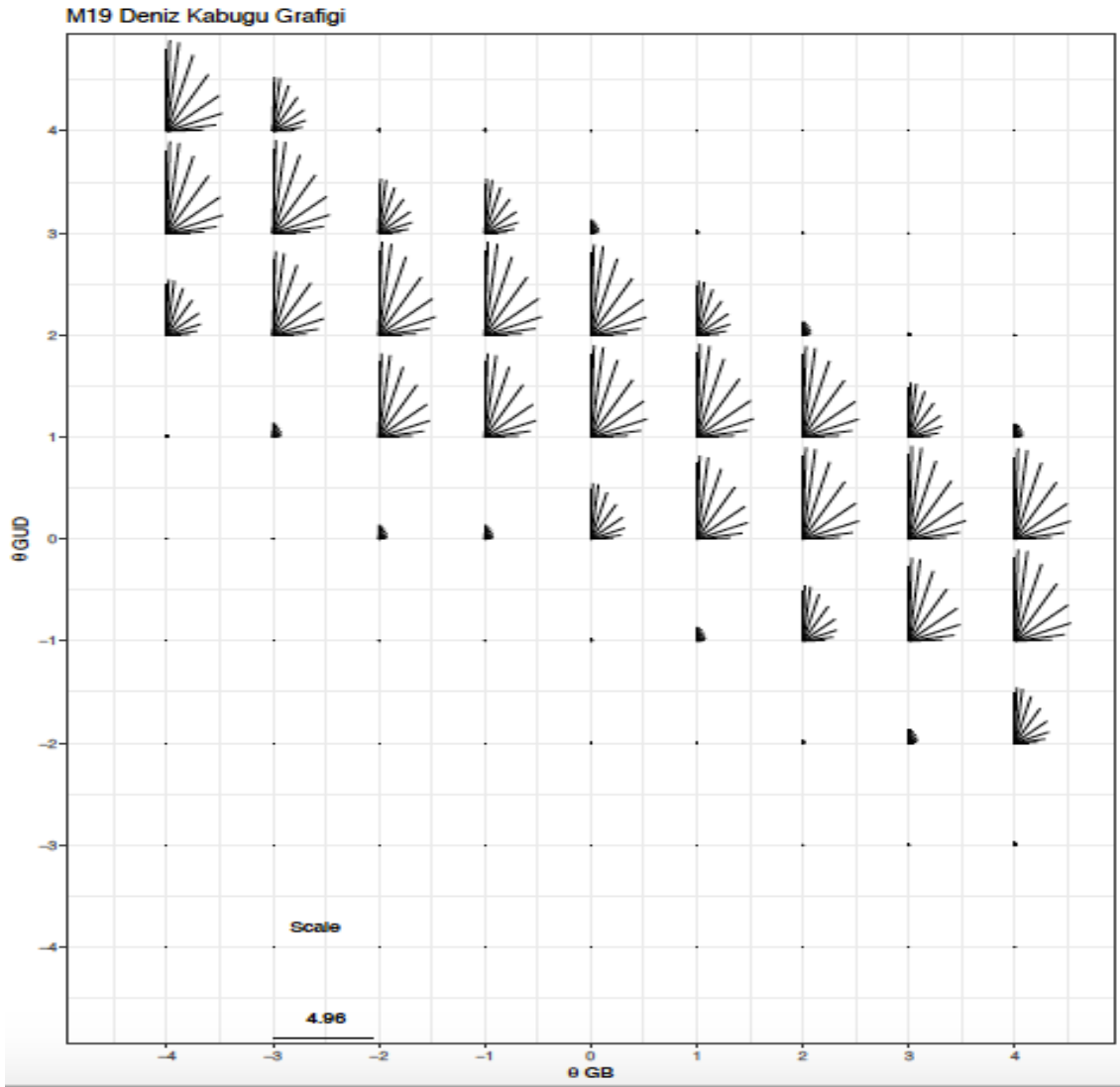
düşük bilgiyi 0° 'de sağlamıştır. 28 numaralı madde için farklı teta kombinasyonlarında ve açı değerlerinde hesaplanan bilgi fonksiyonlarının örüntüsü, bilgi grafikleri verilen diğer maddelerden farklılık göstermiştir. Bu maddenin en fazla bilgiyi genel boyutta değil, içe yansıyan dışsal güdülenme alt boyutunda sağladığı görülmektedir. Şekil 12'de dışsal düzenleme-dışsal güdülenme boyutunda yer alan 22 numaralı maddeye ait bilgi grafiği verilmiştir.



Şekil 12. 22 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği

Şekil 12'de verilen 22 numaralı maddeye ait bilgi grafiğinde, 28 numaralı madde ile benzer biçimde genel ve alt boyutta sahip olunan düşük ya da yüksek teta kombinasyonlarında bilgi fonksiyonlarının daha düşük olduğu görülmektedir. Genel

boyuta göre 0° ve 90° aralığında hesaplanan bilgi miktarlarının değişimi, maddenin alt boyutta bireyler arası farklılıkları ayırt etme gücünün daha yüksek olduğuna işaret etmektedir. Maddenin en fazla bilgiyi 80° ile 90° aralığında sağladığı görülmektedir. 0° ile 10° aralığında doğruların boylarının çok fazla kısalması, maddenin genel boyuttaki ayırt ediciliğinin ve sağladığı bilgi miktarının düşük olduğunu göstermektedir. Şekil 13'te güdülenememe boyutunda yer alan 19 numaralı maddeye ait bilgi grafiği verilmiştir.



Şekil 13. 19 Numaralı Maddenin Deniz Kabuğu Bilgi Grafiği

Şekil 13, 22 ve 28 numaralı maddelerle benzer şekilde, 19 numaralı maddenin alt boyutta sağladığı bilgi miktarının yüksek olduğunu göstermektedir. Genel boyuta

göre açı değerleri 90° 'den 0° 'ye doğru düştükçe maddenin sağladığı bilgi miktarının düştüğü görülmektedir. 19 numaralı madde en fazla bilgiyi 60° ile 80° aralığında sağlamıştır. Madde, alt boyutta bireyler arası farkları ayırt etmede daha güçlüdür.

Şekil 7 ve 13 arasında verilen deniz kabuğu grafiklerinde incelenmesi gereken bir diğer nokta da maddelerin bireyleri ayırt etmede sağladıkları bilgi miktarlarıdır. Çok boyutlu bilgi grafikleri, genel ve alt boyut eksenleri arasındaki tüm açı değerlerinde maddelerin sağladığı bilgi miktarını göstermektedir. Bilgi grafiklerinde doğruların uzunluğu, aynı boyutta yer alan ve en yüksek bilgiyi veren maddenin sağladığı bilgi miktarına göre ölçeklenmiştir. Grafikler üzerinde yer alan değerler o boyutta sağlanan en yüksek bilgi miktarını göstermektedir. Grafikler bu açıdan incelendiğinde, içe yansıyan dışsal güdülenme ve güdülenememe boyutunda yer alan maddelerin en yüksek bilgiyi (4.06 ve 4.96), başarıya yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan maddelerin ise en düşük bilgiyi (1.59) sağladıkları görülmektedir. İçsel güdülenme maddeleri için kestirilen ayırt edicilik ve yönsel ayırt edicilik parametreleri, bu maddelerin genel boyutta bireyler arası farkları yeterli biçimde ayırt edebileceklerini göstermiştir. Ancak, bazı maddelerin 90 derecede kestirilen yönsel ayırt edicilik parametrelerinin sıfıra yaklaştığı görülmüştür. Dışsal güdülenme ve güdülenememe maddeleri ise genel olarak alt boyutlarda daha yüksek ayırt edicilik parametrelerine sahip olsalar da genel boyut ayırt ediciliklerinin yüksek olduğu bulunmuştur. İki faktör modelinde maddelerin sağladığı bilgi miktarları hem genel hem de alt boyutlarda kestirilen ayırt edicilik parametrelerine bağlı olduğundan, dışsal güdülenme maddelerinin daha fazla bilgi sağlaması beklenmiştir. Bu beklentiye uygun olarak, özellikle güdülenememe boyutunda yer alan maddelerin bireyler arası farkları ayırt etmede etkili olduğu ve yüksek bilgi sağladığı görülmüştür. Bu bulguyla paralel olarak, Litalien vd. (2017)'nin çalışmasında güdülenememe ve içe yansıyan dışsal güdülenme maddelerinin grup faktörde en yüksek faktör yüklerine sahip olduğu bulunmuştur.

Genel Model Veri Uyumuna İlişkin Bulgular

2a) Akademik Gündülenme Ölçeği maddelerinden elde edilen madde yanıt matrisinin boyut sayısı genel model veri uyumu istatistiklerine göre ne düzeydedir?

Bu alt araştırma sorusu kapsamında, genel model veri uyumları açısından karşılaştırmalar Akaike, Bayesian ve düzeltilmiş Bayesian bilgi ölçütlerine dayalı olarak yapılmıştır. ATM, GAMOM ve İFM için elde edilen AIC, BIC ve A-BIC uyum istatistikleri Çizelge 7’de verilmiştir.

Çizelge 7

Modeller için Elde Edilen Genel Model Veri Uyum İstatistikleri

Model	-2 lnL	Parametre Sayısı	AIC	BIC	A-BIC
ATM	151050.3	182	151414.3	152420.3	151842.1
GAMOM	127762.2	208	128178.2	129324.4	128667.1
İFM	145220.9	208	145636.9	146789.5	146125.7

Çizelge 7’de verilen uyum istatistikleri modellerin olabilirlik değerlerine dayalı olarak hesaplanmıştır. ATM ve GAMOM için hesaplanan olabilirlik değerleri incelendiğinde, GAMOM için elde edilen olabilirlik değerinin daha düşük olduğu görülmektedir. Ancak, modellerde kestirilen parametre sayıları farklılık gösterdiğinden, model veri uyumları açısından karşılaştırmaların parametre sayısını göz önünde bulunduran AIC, BIC ve A-BIC uyum istatistiklerine dayalı olarak yapılması gerekmektedir (De Ayala, 2009). Çizelge 7, log-olabilirlik değerlerinde olduğu gibi, GAMOM için hesaplanan AIC, BIC ve A-BIC genel uyum istatistiklerinin de ATM’ye dayalı olarak hesaplanan istatistiklerden daha düşük olduğunu göstermektedir. Buna göre, örneklem büyüklüğü ve model parametre sayılarını göz önünde bulunduran genel model veri uyum istatistikleri, monoton olmayan tek boyutlu modelin monoton yanıt varsayımına dayanan ATM’ye göre daha iyi model veri uyumu sağladığını desteklemektedir.

İFM ve ATM’nin iç içe geçmiş iki model olduğu kabul edilmektedir. Alt boyutlarda maddeler için kestirilen eğim parametreleri sabitlendiğinde, İFM aşamalı tepki modeline dönüşmektedir. İç içe geçmiş modellerin model veri uyumunun karşılaştırılmasında başvuru yollarından biri modellerin -2lnL (-2log olabilirlik)

değerleri arasındaki farkın anlamlılığının olabilirlik oran testi ile incelenmesidir (Li, Jiao ve Lissitz, 2012). Olabilirlik oran testinde serbestlik derecesini, iki modelde kestirilen parametre sayısı arasındaki fark belirlemektedir (De Ayala, 2009). Çizelge 7’de görülebileceği gibi, ATM’de kestirilen parametre sayısı 182, İFM’de kestirilen parametre sayısı 208 olduğundan, serbestlik derecesi 26’ya eşit olmaktadır. Hesaplanan ki-kare değeri (5829.4), 0.05 güven düzeyi için 26 serbestlik derecesinde karşılık gelen ki-kare değerinin (38.885) üzerinde olduğundan, iki faktör modelinin ATM’ye göre model veri uyumunda anlamlı bir iyileşme sağladığı görülmüştür. ÇBMTK modelinin, TBMTK modeline göre model veri uyumuna getirdiği katkı düzeyini incelemek amacıyla olabilirlik değerlerinin göreceli değişimi incelenmiştir. Sınırlandırılmış bir model olan ATM’ye göre, İFM model veri uyumu üzerinde %4’lük bir iyileşme sağlamıştır. Buna göre, İFM’nin genel model veri uyumunun ATM’ye göre anlamlı biçimde daha iyi olduğu ($\chi^2_{sd=26} = 5829.4$ p<0.05) ve model veri uyumunda %4’lük anlamlı bir iyileşme sağladığı görülmüştür.

Kestirilen parametre sayısının daha yüksek olduğu modellerin daha iyi model veri uyumu sağlama eğilimi nedeniyle, De Ayala (2009) tarafından, olabilirlik değerlerine ek olarak farklı uyum istatistiklerinin de incelenmesi önerilmektedir. Bu nedenle, tek ve çok boyutlu modeller genel model veri model veri uyumu açısından AIC, BIC ve A-BIC uyum istatistiklerine dayalı olarak da karşılaştırılmıştır. Çizelge 7, İFM için elde edilen AIC, BIC ve A-BIC değerlerinin, ATM için hesaplanan değerlerden daha düşük olduğunu göstermektedir. Olabilirlik oran testi sonucuyla benzer şekilde, örneklem büyüklüğü ve model parametre sayılarını göz önünde bulunduran uyum istatistikleri de çok boyutlu modelin ATM’ye göre daha iyi model veri uyumu sağladığını desteklemektedir.

GAMOM ve İFM iç içe geçmiş modeller olmadığından model veri uyumu açısından karşılaştırmalar AIC, BIC ve A-BIC değerlerine dayalı olarak yapılmıştır. Çizelge 7, İFM’nin GAMOM’a göre daha yüksek uyum istatistiklerine sahip olduğunu göstermektedir. GAMOM, hem ATM hem de İFM’ye göre daha düşük genel model veri uyumu istatistiklerine sahiptir. GAMOM boyutluluk bakımından İFM’ye göre daha sınırlayıcı bir modeldir ve tek boyutluluk varsayımında bulunmaktadır. Ancak, genel model veri uyumu karşılaştırmaları, monoton yanıt varsayımında bulunmayan tek

boyutlu modelin çok boyutluluğu göz önünde bulunduran modele göre veriye daha iyi uyum sağladığını göstermiştir.

Madde Düzeyinde Model Veri Uyumuna İlişkin Bulgular

2b) Akademik Güdülenme Ölçeği maddelerinden elde edilen madde-yanıt matrisinin boyut sayısı madde düzeyinde model veri uyumu istatistiklerine göre ne düzeydedir?

Monoton ve monoton olmayan MTK modellerinin madde düzeyinde model veri uyumlarının karşılaştırılması amacıyla, tekli, ikili ve üçlü madde gruplarına verilen yanıt örüntülerine dayalı olarak hem ATM hem de GAMOM için ölçeğin bütününde ve alt boyutlarda, düzeltilmiş ki-kare/serbestlik derecesi (χ^2/sd) oranları kestirilmiştir. İkili ve üçlü madde yanıt örüntüleri için yüksek (3'ten büyük) ki-kare değerlerinin elde edilmesine neden olan madde çiftleri söz konusu olduğunda, bu çiftler içerisinde yer alan maddelerden biri çıkarılıp maddelerden yalnızca biri kullanılarak model veri uyumu istatistikleri yeniden hesaplanmıştır. Çizelge 8'de bilmeye yönelik içsel güdülenme boyutunda, her iki model ile elde edilen düzeltilmiş χ^2/sd değerlerinin ortalaması, standart sapması ve istatistik değerlerinin dağılımı frekans olarak verilmiştir.

Çizelge 8

Bilmeye Yönelik İçsel Güdülenme Maddeleri İçin χ^2/sd Ortalaması ve Standart Sapması

Model	<1 f	1-2 f	2-3 f	3-4 f	4-5 f	5-7 f	>7 f	$\bar{X}$	σ
ATM-1									
Tekli	0	0	0	0	0	0	4	3482	3642
İkili	0	0	0	0	0	0	6	803.7	375.3
Üçlü	0	0	0	0	0	0	4	171.4	16.66
GAMOM-1									
Tekli	3	0	0	0	0	0	1	48.76	97.52
İkili	0	0	0	1	0	2	3	27.87	24.90
Üçlü	0	0	0	0	1	0	3	15.40	07.16
GAMOM-2									
Tekli	0	0	0	0	1	0	3	0	0
İkili	0	0	0	0	1	0	3	5.327	1.342
Üçlü	0	0	0	0	1	0	0	4.97	-

Çizelge 8’de, ki-kare istatistiklerinin dağılımları 1’den küçük, 1-2, 2-3, 3-4, 4-5, 5-7 arası ve 7’den büyük olarak isimlendirilmiş sütunlarda frekans olarak belirtilmiştir. Örneğin, Çizelge 8 ATM’ye göre incelendiğinde 7’den büyük sütununda belirtilen frekans değeri, bu alt boyutta yer alan 4 madde için hesaplanan ki-kare değerlerinin hepsinin 7’den büyük olduğunu göstermektedir. Buna göre, ATM’ye dayalı olarak tekli, ikili ve üçlü madde yanıt örüntüleri için elde edilen tüm düzeltilmiş χ^2/sd oranlarının model veri uyumu için kabul edilen sınır değer (3) çok üzerinde olduğu görülmektedir. Bu boyutta ATM, madde düzeyinde uyum sağlamamıştır. İkili ve üçlü madde yanıt örüntüleri için elde edilen χ^2/sd ortalamalarının yüksek olması da ATM’nin bu boyutta madde düzeyinde model veri uyumu sağlamadığını göstermektedir. GAMOM’a dayalı olarak maddeler için hesaplanan χ^2/sd değerleri ATM’ye göre elde edilen değerlerden çok daha küçüktür. Bu boyutta yer alan üç madde için 1’den daha düşük ki-kare değerleri elde edilmiştir. Ancak, 23 numaralı (“İlgimi çeken birçok konu hakkında daha fazla şey öğrenmeye devam etmemi sağlıyor.”) madde için hesaplanan ki-kare değeri 3’ün üzerinde yer almıştır. Bu maddede, GAMOM madde düzeyinde model veri uyumu sağlamamıştır. Ayrıca, ikili ve üçlü madde yanıt örüntüleri için hesaplanan uyum istatistikleri de büyük oranda kabul edilebilir değerlerin üzerinde yer almaktadır. Bu boyutta, GAMOM’a dayalı olarak hesaplanan χ^2/sd ortalamaları ATM kadar yüksek olmasa da madde düzeyinde model veri uyumu sağlayacak kadar düşük değildir.

Bilmeye yönelik içsel güdülenme alt boyutunda, ATM’ye göre ikili ve üçlü madde yanıt örüntülerinden hesaplanan ki-kare değerleri çok yüksek olduğundan, en yüksek değerleri üreten 2 numaralı madde çıkarılarak ki-kare değerleri yeniden hesaplanmıştır. Ancak, bu maddenin çıkarılması da ATM’nin bu boyuttaki model veri uyumunda önemli bir değişme meydana getirmemiştir. GAMOM’a madde düzeyinde uyum sağlamayan 23 numaralı maddenin dahil olduğu madde çiftlerinde, en yüksek ki-kare değerlerinin elde edildiği görülmüştür. 23 numaralı madde çıkarıldığında, tekli ve ikili madde yanıt örüntülerinde hesaplanan düzeltilmiş χ^2/sd oranlarında büyük bir düşüş meydana gelmiştir. Bilmeye yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan üç madde üzerinde model veri uyumu incelendiğinde, tekli maddeler için düzeltilmiş χ^2/sd ortalaması 3’ün altına düşmüştür. Bu durumda, tekli maddeler için düzeltilmiş χ^2/sd ortalamasının 3’ün altında olması, 23 numaralı madde (“İlgimi çeken birçok konu

hakkında daha fazla şey öğrenmeye devam etmemi sağlıyor”) çıkarıldığında GAMOM’un bu boyutta madde düzeyinde model veri uyumu sağladığını göstermektedir. Çizelge 9’da başarıya yönelik içsel güdülenme boyutunda iki modele göre elde edilen düzeltilmiş χ^2/sd değerlerinin ortalaması ve standart sapması verilmiştir.

Çizelge 9

Başarıya Yönelik İçsel Güdülenme Maddeleri İçin χ^2/sd Ortalaması ve Standart Sapması

Model	<1 f	1-2 f	2-3 f	3-4 f	4-5 f	5-7 f	>7 f	$\bar{X}$	σ
ATM-1									
Tekli	0	0	0	0	0	0	4	576.7	620.40
İkili	0	0	0	0	0	0	6	303.1	287.02
Üçlü	0	0	0	0	0	0	4	49.86	017.72
ATM-2									
Tekli	0	0	0	0	0	0	3	289.1	284.75
İkili	0	0	0	0	0	0	3	108.3	036.69
Üçlü	0	0	0	0	0	0	1	28.57	-
GAMOM-1									
Tekli	3	1	0	0	0	0	0	0.49	0.581
İkili	0	0	0	1	1	3	1	5.78	1.632
Üçlü	0	0	0	1	2	1	0	4.46	0.534

Çizelge 9, GAMOM parametre kestirimlerine dayalı olarak elde edilen düzeltilmiş χ^2/sd değerlerine göre incelendiğinde, bu boyutta yer alan dört madde için 2’den küçük χ^2/sd oranı elde edildiği görülmektedir. Dört madde için ki-kare değerlerinin ortalaması 0.49 olarak elde edilmiştir. İkili ve üçlü madde yanıt örüntülerinden hesaplanan χ^2/sd oranları ise 4 ile 7 arasında değişmektedir. En yüksek ki-kare değerlerinin elde edildiği madde çiftleri incelendiğinde, 13 numaralı maddenin (“Kişisel hedeflerimden birine ulaşmak için kendimi aşarken yaşadığım mutluluktan dolayı.”) yer aldığı madde çiftleri için χ^2/sd oranlarının daha yüksek olduğu görülmüştür. Bu madde çıkarılıp uyum istatistikleri yeniden hesaplandığında ise χ^2/sd ortalamasında önemli bir azalma olmadığı görülmüştür.

ATM’ye göre tekli, ikili ve üçlü madde yanıt örüntülerinden hesaplanan tüm uyum istatistiklerinin 7’den büyük olduğu görülmektedir. Bu modelde, 20 numaralı maddenin dahil olduğu ikili ve üçlü madde gruplarından hesaplanan değerler daha

yüksek olduğundan, bu madde çıkarılıp ki-kare değerleri yeniden hesaplanmıştır. 20 numaralı madde çıkarıldıktan sonra tekli maddeler için elde edilen χ^2/sd ortalaması 576.7'den 289.1'e; madde çiftleri için ise 303.1'den 108.3'e düşmüştür. Maddenin çıkarılması, ki-kare değerlerinde önemli bir düşüş sağlasa da madde uyum istatistikleri, model veri uyumu için kabul edilebilir değerlerin çok üzerindedir. ATM'nin başarıya yönelik içsel güdülenme boyutu için de model veri uyumu sağlamadığı görülmektedir. Bununla birlikte GAMOM'a göre, tekli maddeler için ki-kare değerlerinin 3'ten küçük olması, ikili ve üçlü madde gruplarından hesaplanan değerlerin de 3'e çok yakın olması monoton olmayan MTK modelinin bu boyut için kabul edilebilir bir uyum sağladığını göstermektedir. Uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme boyutu için elde edilen düzeltilmiş χ^2/sd oranları Çizelge 10'da verilmiştir.

Çizelge 10

Uyarım Yaşamaya Yönelik İçsel Güdülenme Maddeleri İçin χ^2/sd Ortalaması ve Standart Sapması

Model	<1 f	1-2 f	2-3 f	3-4 f	4-5 f	5-7 f	>7 f	$\bar{X}$	σ
ATM-1									
Tekli	0	0	0	0	0	0	4	457.9	287.2
İkili	0	0	0	0	0	0	6	119.3	35.71
Üçlü	0	0	0	0	0	0	4	034.8	03.59
ATM-2									
Tekli	0	0	0	0	0	0	3	350.4	233.5
İkili	0	0	0	0	0	0	3	092.3	013.8
Üçlü	0	0	0	0	0	0	1	039.1	-
GAMOM-1									
Tekli	0	0	0	0	0	0	4	79.71	20.97
İkili	0	0	0	0	0	0	6	21.59	03.49
Üçlü	0	0	0	0	0	0	4	12.29	01.74

Çizelge 10, ATM madde parametrelerine dayalı olarak hesaplanan uyum istatistikleri açısından incelendiğinde, uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan maddelerin tümünün χ^2/sd değerlerinin 7'den büyük olduğu görülmektedir. Uyum istatistiklerinin yükselmesine neden olan maddeyi belirlemek amacıyla ikili ve üçlü madde gruplarından kestirilen değerler incelendiğinde, 4 numaralı ("Bana ait düşünceleri başkalarıyla paylaşırken çok yoğun duygular yaşıyorum.") maddenin yer aldığı gruplarda en yüksek χ^2/sd değerlerinin elde edildiği görülmüştür. 4

numaralı madde çıkarılıp ki-kare değerleri yeniden hesaplandığında, tekli maddeler için ortalama 457.9'dan 350.45'e; madde çiftleri için ortalama 119.3'ten 35.71'e düşmüştür. 4 numaralı maddenin çıkarılması, model uyumunda bir iyileşme sağlamış olsa da düzeltilmiş χ^2/sd ortalamaları ATM modelinin bu boyutta model veri uyumu sağlaması için gereken düzeyin çok üzerinde kalmıştır.

GAMOM için elde edilen uyum istatistikleri incelendiğinde, daha önceki boyutlarda olduğu gibi bu boyutta da monoton olmayan modelin ATM'ye göre daha düşük χ^2/sd değerleri ürettiği görülmüştür. GAMOM, ATM'ye göre daha düşük değerler sağlasa da bu model için de madde düzeyinde model veri uyumu için kabul edilen değerlerin üzerinde uyum istatistikleri hesaplanmıştır. Uyum istatistiklerini iyileştirmek amacıyla ilgili maddeler çıkarıldığında da düzeltilmiş χ^2/sd değerlerinde önemli bir düşüş meydana gelmemiştir. Uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme alt boyutu için hem monoton hem de monoton olmayan MTK modellerinin model veri uyumu sağlamadığı görülmüştür. Çizelge 11'de belirlenmiş dışsal güdülenme boyutunda ATM ve GAMOM madde parametrelerine dayalı olarak hesaplanan düzeltilmiş χ^2/sd oranları verilmiştir.

Çizelge 11

<i>Belirlenmiş Dışsal Güdülenme Maddeleri İçin χ^2/sd Ortalaması ve Standart Sapması</i>									
Model	<1 f	1-2 f	2-3 f	3-4 f	4-5 f	5-7 f	>7 f	$\bar{X}$	σ
ATM-1									
Tekli	0	0	0	0	0	0	3	72991	121162
İkili	0	0	0	0	0	0	3	5800	4263
Üçlü	0	0	0	0	0	0	1	643.7	-
GAMOM-1									
Tekli	3	0	0	0	0	0	0	0	0
İkili	0	0	0	1	1	1	0	4.63	1.28
Üçlü	0	0	0	0	0	1	0	5.56	-

Çizelge 11 ATM'ye göre incelendiğinde, bu boyutta yer alan üç maddenin tamamı için hesaplanan ki-kare değerlerinin yedinin üzerinde olduğu görülmektedir. Tekli, ikili ve üçlü madde yanıt örüntülerinden hesaplanan düzeltilmiş χ^2/sd ortalamaları da sınır değer olarak kabul edilen 3'ten büyüktür. Tekli maddelerden hesaplanan yüksek ki-kare değerleri ATM'nin bu boyutta madde düzeyinde model uyumu sağlamadığını göstermektedir. Bu boyutta da GAMOM için daha düşük ki-kare değerleri

hesaplanmıştır. Tekli maddeler için elde edilen düzeltilmiş χ^2/sd değerlerinin tümü 1'in altında olduğundan bu boyutta yer alan üç maddenin de GAMOM'a uyum sağladığını söylemek mümkündür. Ayrıca, ikili ve üçlü madde yanıt örüntülerinden hesaplanan χ^2/sd ortalamaları da sınır değer olan 3'e yakın değerlerdedir. GAMOM'a göre, tekli maddeler için ki-kare değerlerinin 3'ten küçük olması, ikili ve üçlü madde gruplarından hesaplanan değerlerin de 3'e çok yakın olması modelin bu boyutta madde düzeyinde model veri uyumu sağladığını göstermektedir. Çizelge 12'de içe yansıyan dışsal güdülenme boyutu için monoton ve monoton olmayan MTK modelleri için hesaplanan χ^2/sd değerleri verilmiştir.

Çizelge 12

İçe Yansıyan Dışsal Güdülenme Maddeleri İçin χ^2/sd Ortalaması ve Standart Sapması

Model	<1 f	1-2 f	2-3 f	3-4 f	4-5 f	5-7 f	>7 f	$\bar{X}$	σ
ATM-1									
Tekli	0	0	0	0	0	0	4	511.4	430.3
İkili	0	0	0	0	0	0	6	286.5	260.9
Üçlü	0	0	0	0	0	0	4	050.3	12.14
ATM-2									
Tekli	0	0	0	0	0	0	3	337.8	311.3
İkili	0	0	0	0	0	0	3	184.6	140.8
Üçlü	0	0	0	0	0	0	1	035.1	-
GAMOM-1									
Tekli	2	1	0	0	0	0	1	02.48	4.039
İkili	0	0	0	0	1	4	1	06.32	1.699
Üçlü	0	0	0	1	3	0	0	04.38	0.392
GAMOM-2									
Tekli	2	1	0	0	0	0	0	0.481	0.706
İkili	0	0	0	0	0	2	1	6.966	2.326
Üçlü	0	0	0	0	1	0	0	4.229	-

Çizelge 12 ATM'ye göre incelendiğinde, tekli, ikili ve üçlü madde yanıt örüntüleri için elde edilen tüm düzeltilmiş χ^2/sd oranlarının model veri uyumu için kabul edilen sınır değer çok üzerinde olduğu görülmektedir. Uyum istatistiği ortalamalarının yüksek olması, ATM'nin bu boyutta madde düzeyinde model veri uyumu sağlamadığını göstermektedir. İçe yansıyan dışsal güdülenme boyutunda, ATM'ye göre ikili ve üçlü madde yanıt örüntülerinden hesaplanan ki-kare değerleri çok yüksek olduğundan, en yüksek değerleri üreten 21 numaralı madde ("Kendi kendime zeki olduğumu göstermek için") çıkarılarak ki-kare değerleri yeniden hesaplanmıştır.

Ancak, son durumda da ATM'nin bu boyuttaki model veri uyumu istenen değerlerin üzerinde kalmıştır.

GAMOM ile ATM'ye göre çok daha düşük düzeltilmiş χ^2/sd değerleri elde edilmiştir. Tekli maddeler için hesaplanan değerlerin üç maddede 3'ün altında olduğu görülmektedir. 14 numaralı madde ("Okulda başarılı olduğum zaman kendimi önemli hissediyorum.") ise 3'ün üzerinde ki-kare değerine sahip olduğundan, GAMOM'a uyum sağlamamıştır. Modele uyum sağlamayan 14 numaralı madde çıkarıldığında, madde düzeyinde model veri uyumunda önemli bir düşüş meydana gelmiştir. Bu durumda tekli maddeler için düzeltilmiş χ^2/sd ortalamasının 3'ün altında, ikili ve üçlü madde grupları için de 3'e yakın olması, 14 numaralı madde çıkarıldığında GAMOM'un bu boyutta kabul edilebilir ölçüde model veri uyumu sağladığını göstermektedir. Çizelge 13'te dışsal güdülenme-dışsal düzenleme boyutunda iki modele göre elde edilen düzeltilmiş χ^2/sd değerlerinin ortalaması ve standart sapması verilmiştir.

Çizelge 13

Dışsal Düzenleme Dışsal Güdülenme Maddeleri İçin χ^2/sd Ortalaması ve Standart Sapması

Model	<1 f	1-2 f	2-3 f	3-4 f	4-5 f	5-7 f	>7 f	$\bar{X}$	σ
ATM-1									
Tekli	0	0	0	0	0	0	4	6153.1	9954.2
İkili	0	0	0	0	0	0	6	1241.8	1024.1
Üçlü	0	0	0	0	0	0	4	136.02	013.95
ATM-2									
Tekli	0	0	0	0	0	0	3	1191.1	950.61
İkili	0	0	0	0	0	0	3	334.92	121.35
Üçlü	0	0	0	0	0	0	1	133.03	-
GAMOM-1									
Tekli	4	0	0	0	0	0	0	0.103	0.087
İkili	0	1	1	1	1	1	1	4.368	2.411
Üçlü	0	0	0	1	2	1	0	4.575	1.252
GAMOM-2									
Tekli	3	0	0	0	0	0	0	0.066	0.055
İkili	0	1	1	0	1	0	0	2.788	1.351
Üçlü	0	0	0	1	0	0	0	3.284	-

Çizelge 13'e göre ATM modeli diğer boyutlarda olduğu gibi bu boyutta da 3 sınır değerinin çok üzerinde bir χ^2/sd ortalamasına sahip olmuştur. Dört maddenin tamamı için yüksek ki-kare değerleri hesaplanmıştır. Dahil olduğu madde gruplarında

hesaplanan uyum istatistiklerini en fazla yükselten 15 numaralı madde (“İleride iyi bir hayat yaşamak istiyorum.”) çıkarıldığında model uyumunda bir miktar iyileşme olmuştur. Ancak, bu madde çıkarıldığında da elde edilen uyum istatistikleri kabul edilebilir aralığın çok üzerinde kaldığından bu boyutta ATM’nin madde düzeyinde model veri uyumu sağlamadığı görülmüştür.

GAMOM için elde edilen uyum istatistikleri incelendiğinde, χ^2/sd oranlarının dört maddede de 3’ten küçük olduğu bulunmuştur. GAMOM, bu boyutta madde düzeyinde model veri uyumu sağlamıştır. İkili ve üçlü madde grupları için de 3’e yakın χ^2/sd ortalamaları elde edilmiştir (4.37 ve 4.57). ATM’de olduğu gibi bu modelde de 15 numaralı maddenin hesaplanan uyum istatistiklerini en fazla yükselten madde olduğu görüldüğünden bu madde çıkarılarak ki-kare değerleri yeniden hesaplanmıştır. Bu madde çıkarıldığında GAMOM’un dışsal güdülenme-dışsal düzenleme boyutunda madde düzeyinde model veri uyumu sağladığı görülmüştür. Çizelge 14’te güdülenememe boyutunda yer alan maddeler için hesaplanan χ^2/sd değerlerinin ortalaması ve standart sapması verilmiştir.

Çizelge 14

Güdülenememe Maddeleri İçin χ^2/sd Ortalaması ve Standart Sapması

Model	<1 f	1-2 f	2-3 f	3-4 f	4-5 f	5-7 f	>7 f	$\bar{X}$	σ
ATM-1									
Tekli	0	0	0	0	0	0	4	2772	1545
İkili	0	0	0	0	0	0	6	726.7	227.1
Üçlü	0	0	0	0	0	0	4	607.5	277.1
GAMOM-1									
Tekli	0	0	0	0	0	0	4	74.25	088.5
İkili	0	0	0	0	0	0	6	27.94	017.1
Üçlü	0	0	0	0	0	0	4	34.09	012.3
GAMOM-2									
Tekli	0	0	0	0	0	0	3	30.1	7.86
İkili	0	0	0	0	0	0	3	12.6	0.28
Üçlü	0	0	0	0	0	0	1	15.9	-

Çizelge 14’te güdülenememe boyutunda yer alan dört maddenin tümü için ATM’ye dayalı olarak elde edilen uyum istatistiklerinin 7’den büyük olduğu görülmektedir. Ki-kare değerlerinin yüksek olmasına neden olan maddeler çıkarılıp uyum istatistikleri yeniden hesaplandığında önemli bir düşüş olmadığı görülmüştür.

Uyum istatistiklerinin yüksek olması, ATM'nin bu boyutta madde düzeyinde model veri uyumu sağlamadığını göstermektedir. GAMOM için hesaplanan değerler incelendiğinde, ATM'ye göre çok daha düşük χ^2/sd oranlarının elde edildiği görülmektedir. Ancak, GAMOM için de 3'ün üzerinde ki-kare değerleri elde edilmiştir. Ki-kare değerlerini en çok yükselttiği görülen 5 numaralı madde ("Dürüst olmak gerekirse bilmiyorum, aslında okulda boşa zaman harcıyormuşum gibi geliyor.") çıkarılıp uyum istatistikleri yeniden hesaplandığında uyum istatistiklerinde önemli bir iyileşme meydana gelmiş olsa da GAMOM bu boyutta madde düzeyinde model veri uyumu sağlamamıştır. Çizelge 15'te ATM ve GAMOM için alt boyutlarda elde edilen χ^2/sd ortalaması ve standart sapması birlikte verilmiştir.

Çizelge 15

Tüm Alt Boyutlar için χ^2/sd Ortalaması ve Standart Sapması

Alt Boyutlar		ATM			GAMOM		
		Tekli	İkili	Üçlü	Tekli	İkili	Üçlü
BİL	$\bar{X}$	3482	803.7	171.4	0.00	5.327	4.97
	S	3642	375.3	16.66	0.085	1.342	-
BAŞ	$\bar{X}$	289.1	108.3	28.57	0.49	5.78	4.46
	S	284.7	036.7	-	0.581	1.632	0.53
UYA	$\bar{X}$	350.4	092.3	39.1	79.71	21.59	12.3
	S	233.5	13.8	-	20.97	3.49	1.7
BEL	$\bar{X}$	72991	5800	643.7	0.00	4.63	5.56
	S	121162	4263	-	0.00	1.28	-
İÇE	$\bar{X}$	337.9	184.6	35.1	0.481	6.966	4.22
	S	311.4	140.8	-	0.706	2.326	-
DIŞ	$\bar{X}$	1191.2	334.9	133.0	0,066	2.788	3.28
	S	950.6	121.3	-	0.055	1.351	-
GÜD	$\bar{X}$	2772	726.7	607.5	30.12	12.57	15.9
	S	1545	227.1	277.1	7.861	0.281	-

Çizelge 15, tekli, ikili ve üçlü χ^2/sd ortalamalarına göre, ATM'nin hiçbir alt boyutta madde düzeyinde uyum sağlamadığını göstermektedir. GAMOM, uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme ve güdülenememe boyutları dışında, geriye kalan beş boyutta madde düzeyinde model veri uyumu sağlamıştır. Madde gruplarından hesaplanan χ^2/sd ortalamalarının büyük çoğunluğu düzeltilmiş χ^2/sd için sınır kabul edilen 3'ün bir miktar üzerinde yer alsa da 7'yi aşan hiç bir değer olmamıştır. GAMOM, AGÖ'nün beş boyutunda hem maddelere verilen yanıtları hem de madde gruplarına verilen yanıt örüntülerini iyi düzeyde temsil edebilmektedir. Alt boyutlarda

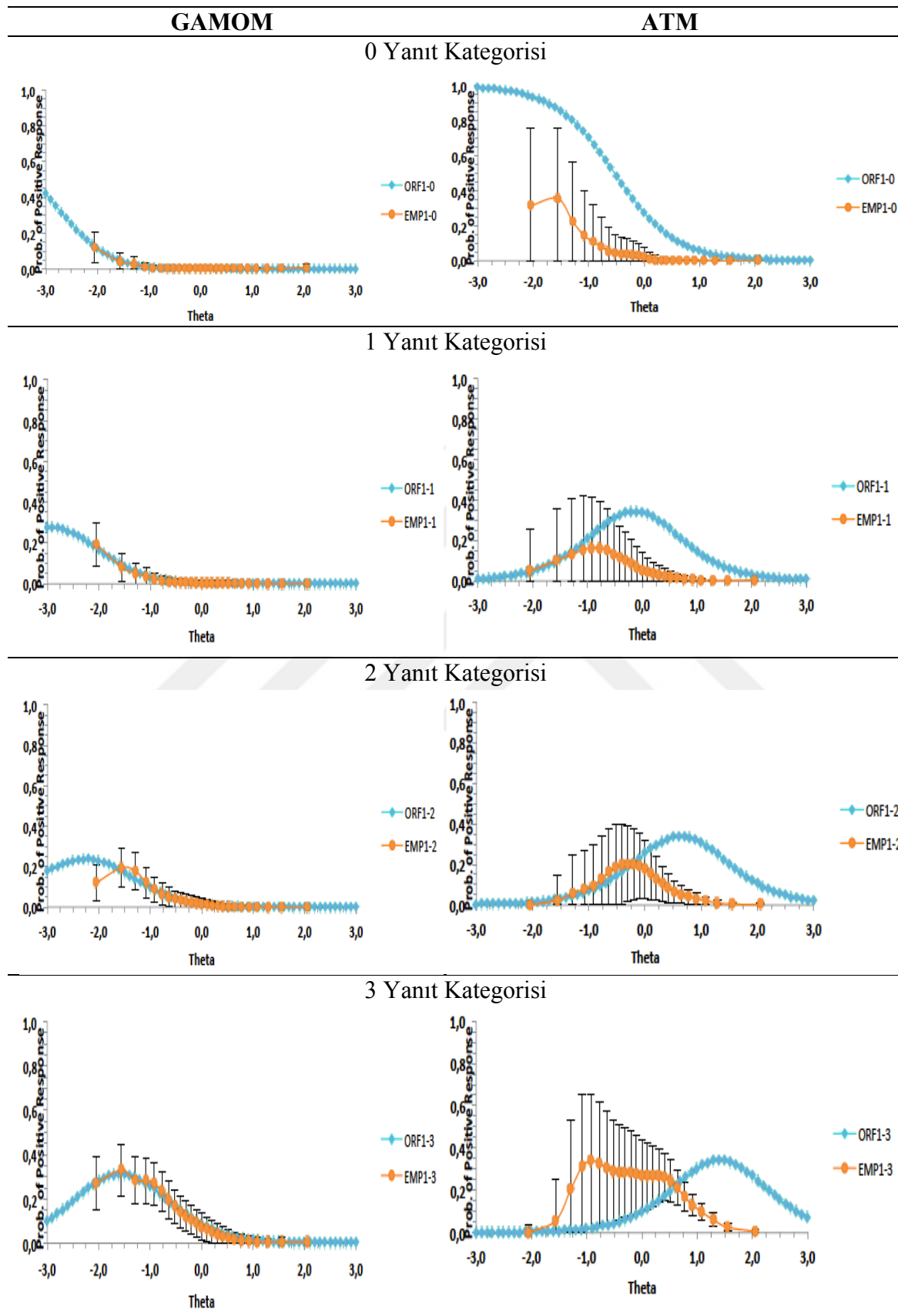
ayrı ayrı yapılan madde parametre kestirimlerine ek olarak, ölçeğin bütününde kestirilen madde parametrelerine dayalı olarak hesaplanan düzeltilmiş χ^2/sd değerleri Çizelge 16’da verilmiştir.

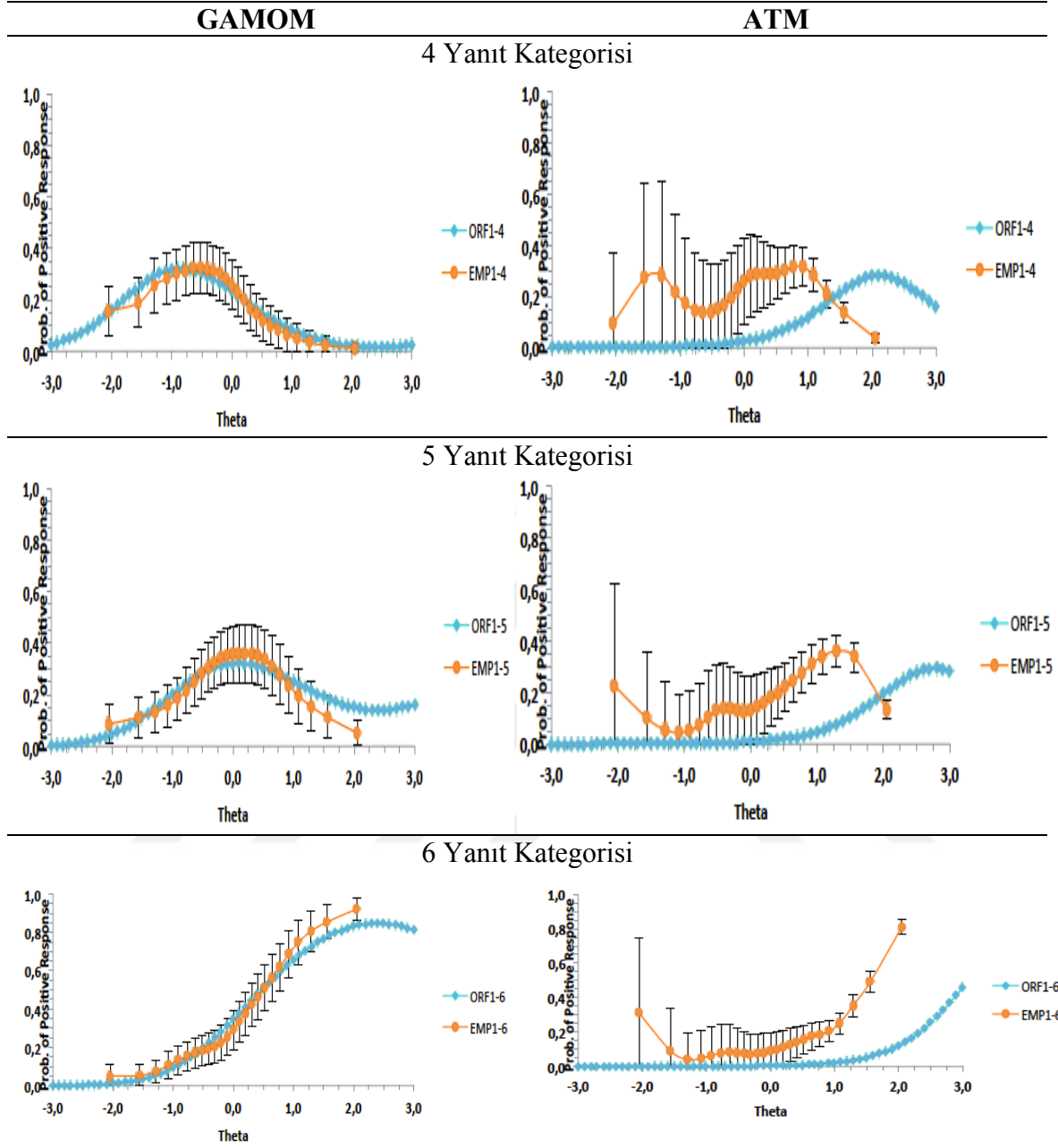
Çizelge 16

Akademik Güdülenme Ölçeği’nin Bütününde Kestirilen χ^2/sd Ortalaması ve Standart Sapması

Model	<1 f	1-2 f	2-3 f	3-4 f	4-5 f	5-7 f	>7 f	$\bar{X}$	σ
ATM-1									
Tekli	0	0	0	0	0	0	26	1809.4	2961.8
İkili	0	0	0	0	0	0	30	805.3	782.7
Üçlü	0	0	0	0	0	0	14	81.9	38.9
GAMOM-1									
Tekli	24	1	0	0	0	0	1	2.4	11.4
İkili	0	2	8	6	5	5	4	4.5	2.7
Üçlü	0	1	6	3	2	2	0	3.5	1.2

Çizelge 16’da, ATM’ye göre tekli, ikili ve üçlü madde gruplarından elde edilen değerlerin 7’den büyük olduğu görülmektedir. Uyum istatistiklerinin yüksek olması, ATM’nin madde düzeyinde model veri uyumu sağlamadığını göstermektedir. GAMOM için hesaplanan değerler incelendiğinde, ATM’ye göre çok daha düşük χ^2/sd oranlarının elde edildiği görülmektedir. 18 numaralı madde (“Önemli yazarların yazdıklarına tamamen kendimi kaptırdığımda hissettiğim mutluluktan dolayı) dışında, geriye kalan 25 maddede 2’nin altında ki-kare değerleri elde edilmiştir. İkili ve üçlü madde gruplarından elde edilen düzeltilmiş χ^2/sd değerlerinin de sınır değer olarak kabul edilen 3’e çok yakın olması, GAMOM’un madde düzeyinde model veri uyumu sağladığını göstermektedir. İstatistiksel yöntemlere ek olarak, madde düzeyinde model veri uyumları grafiklere dayalı olarak da incelenmiştir. Örnek olması amacıyla, bilmeye yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan 2 numaralı, belirlenmiş dışsal güdülenme boyutunda yer alan 17 numaralı ve güdülenememe boyutunda yer alan 26 numaralı maddeler için kestirilen ve gözlenen yanıt oranları arasındaki uyumu gösteren grafikler sırasıyla Şekil 14, 15 ve 16’da verilmiştir.

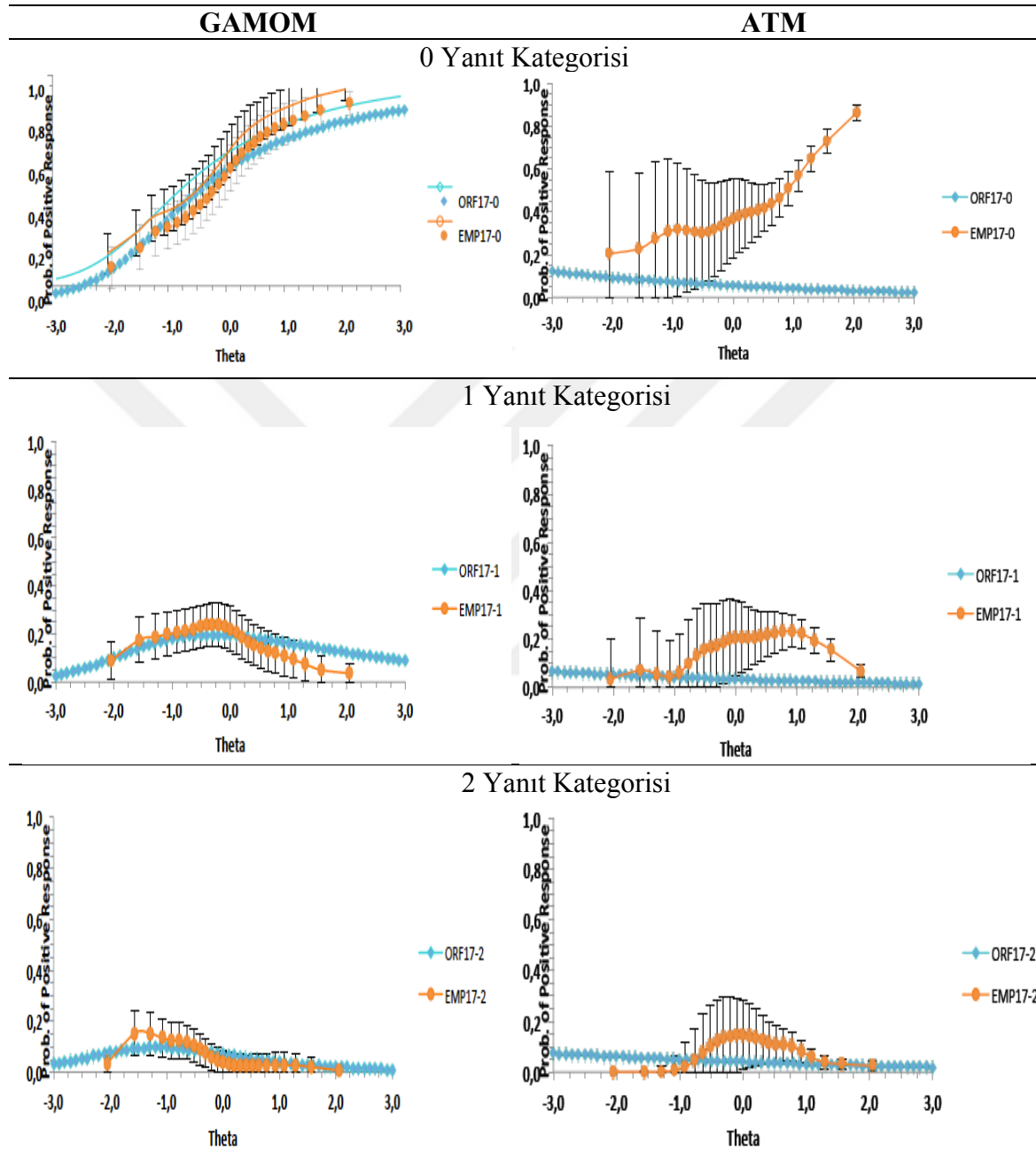


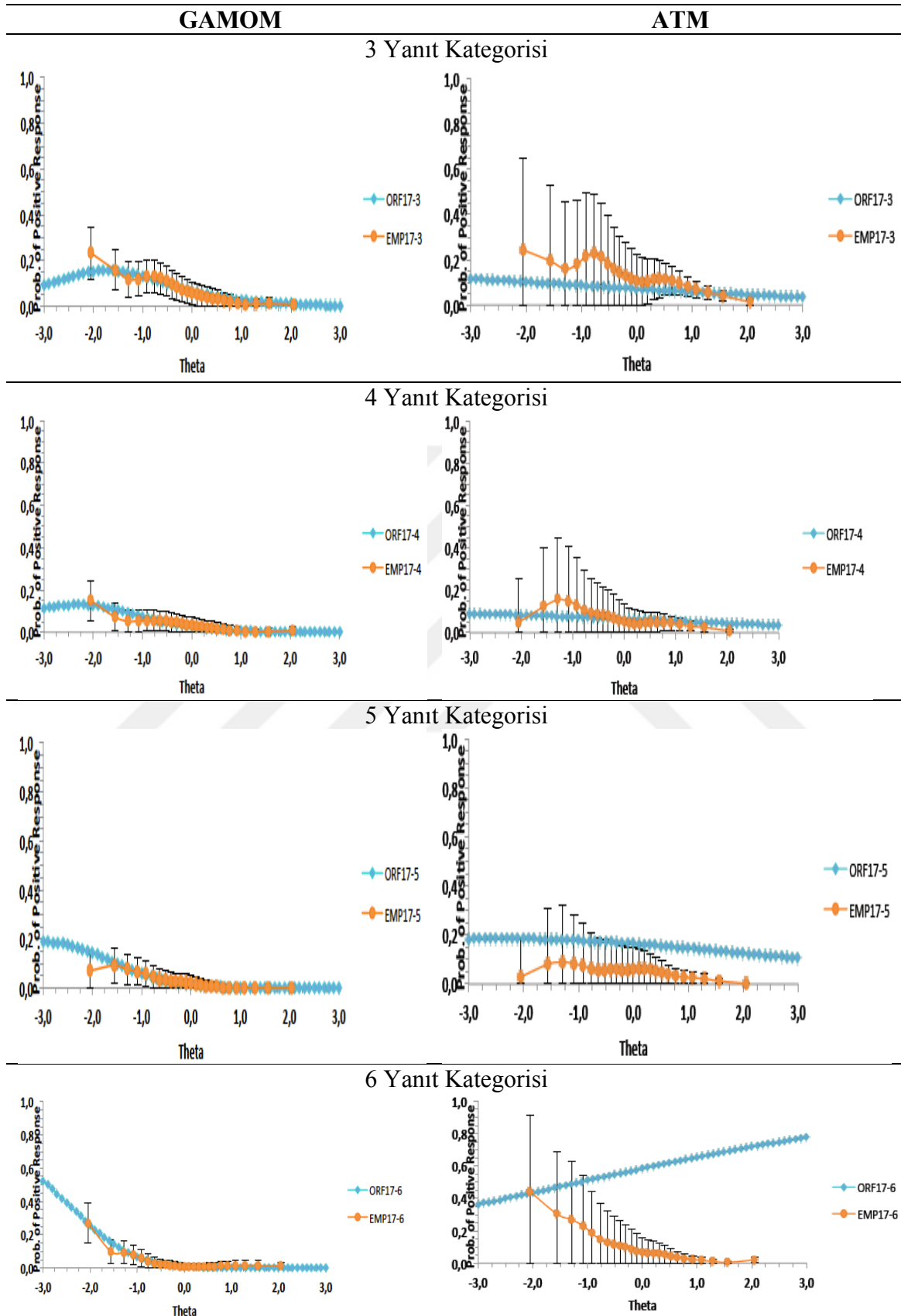


Şekil 14. 2 Numaralı Maddenin Uyum Grafikleri

Şekil 14'te verilen uyum grafiklerinde dikey çizgiler gözlenen yanıt oranları için %95 güven aralığına karşılık gelmektedir. MTK modeli ile kestirilen yanıt oranlarının gözlenen yanıt oranları için tanımlanan %95 güven aralığının dışında yer alması, MTK modelinin model veri uyumu sağlamadığını göstermektedir (Chernyshenko, Stark, Chan, Drasgow ve Williams, 2001). Şekil 14 incelendiğinde, 2 numaralı maddenin tüm yanıt kategorilerinde ATM'ye dayalı olarak kestirilen yanıt oranlarının, gözlenen yanıt

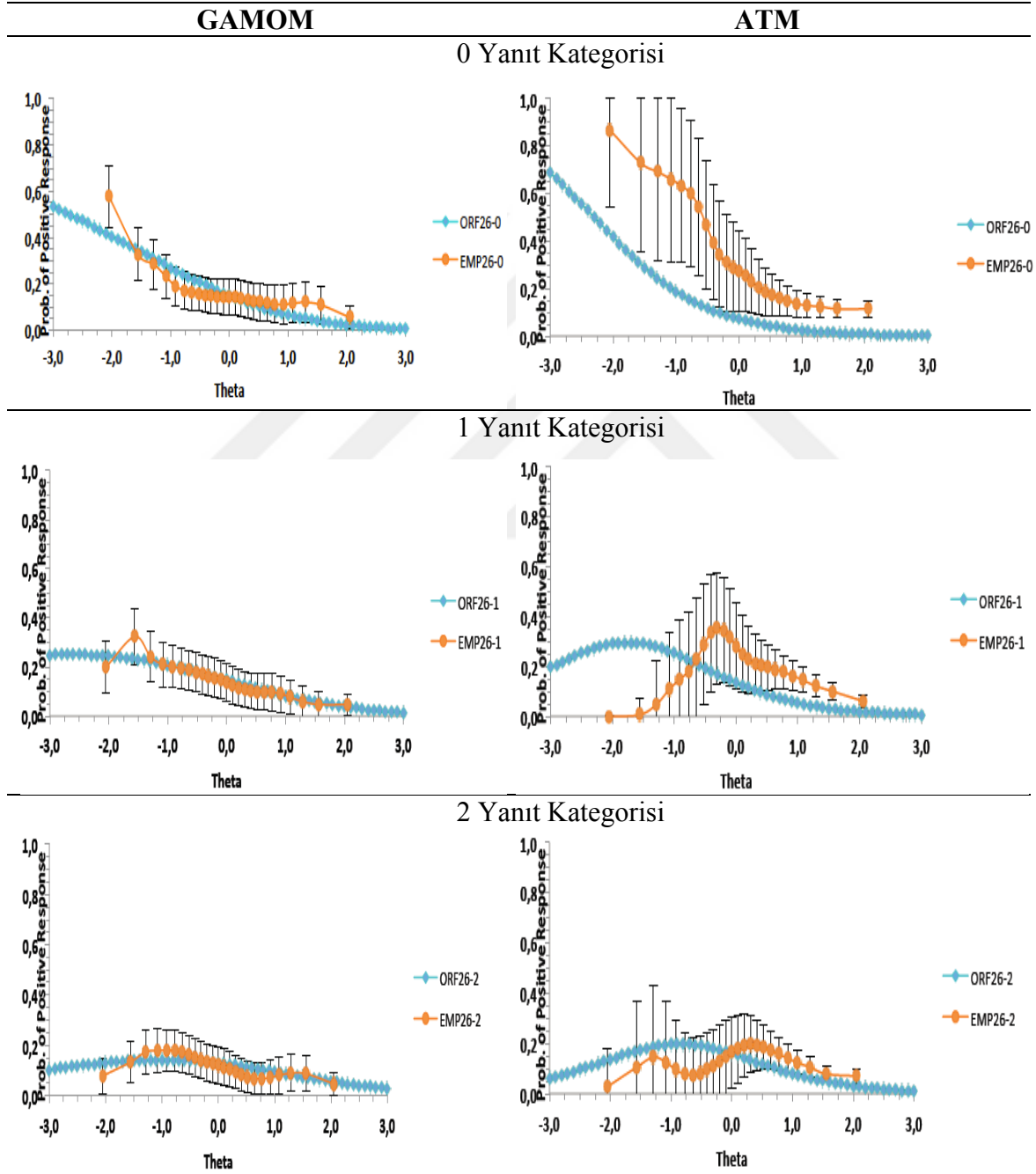
oranları için tanımlanan güven aralığının dışında yer aldığı görülmektedir. Ancak, GAMOM ile kestirilen yanıt oranları, gözlenen yanıt oranlarıyla benzerlik göstermiştir.

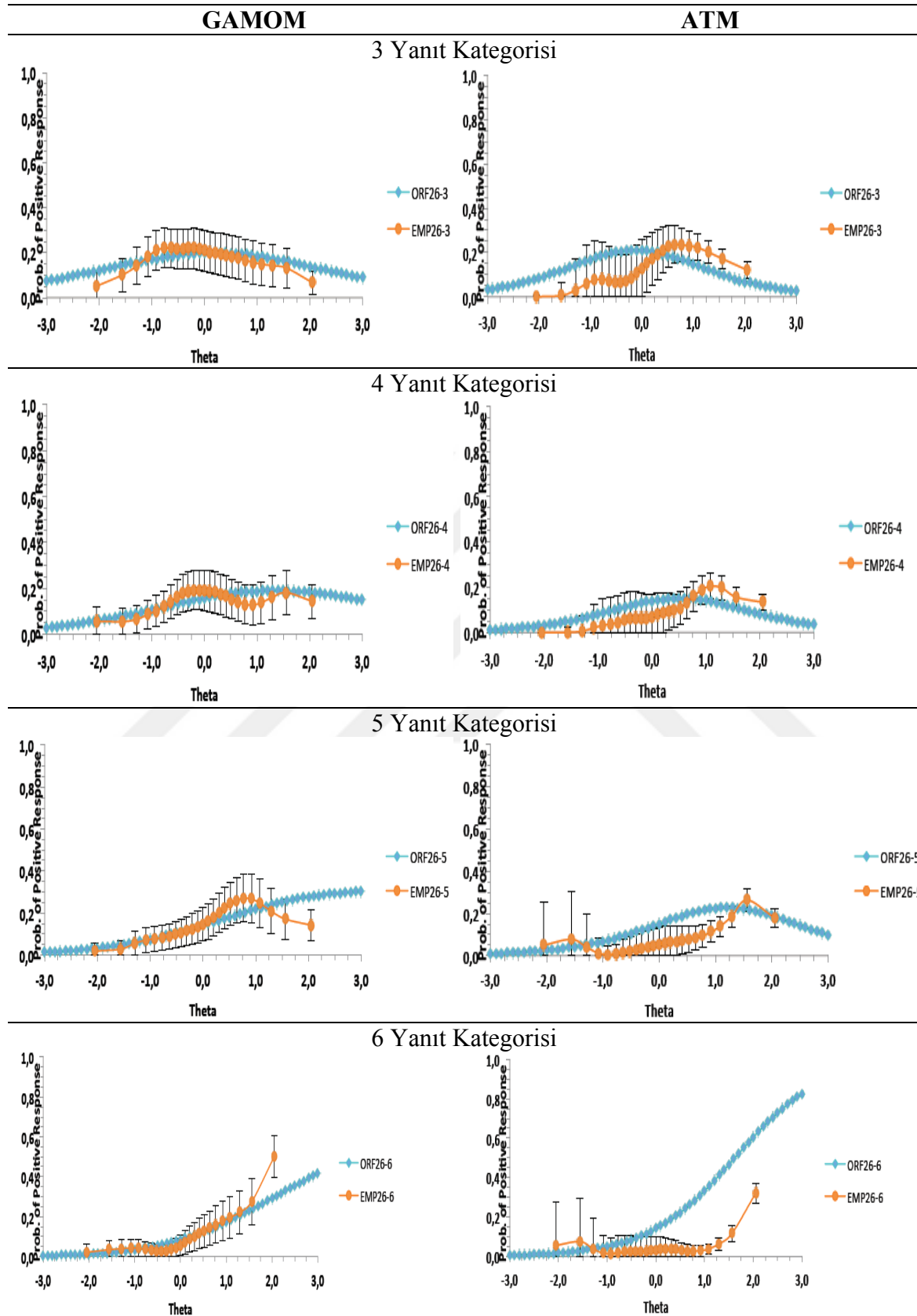




Şekil 15. 17 Numaralı Maddenin Uyum Grafikleri

Şekil 15'te 17 numaralı maddeye ait uyum grafiklerinde, her yanıt kategorisinde, ATM ile kestirilen yanıt oranlarının gözlenen yanıt oranları için tanımlanan %95 güven aralığının dışında yer alması ATM'nin model veri uyumu sağlamadığını göstermektedir. Ancak, GAMOM ile 17 numaralı maddenin tüm yanıt kategorilerinde kestirilen yanıt oranları, gözlenen yanıt oranlarıyla uyum göstermiştir.

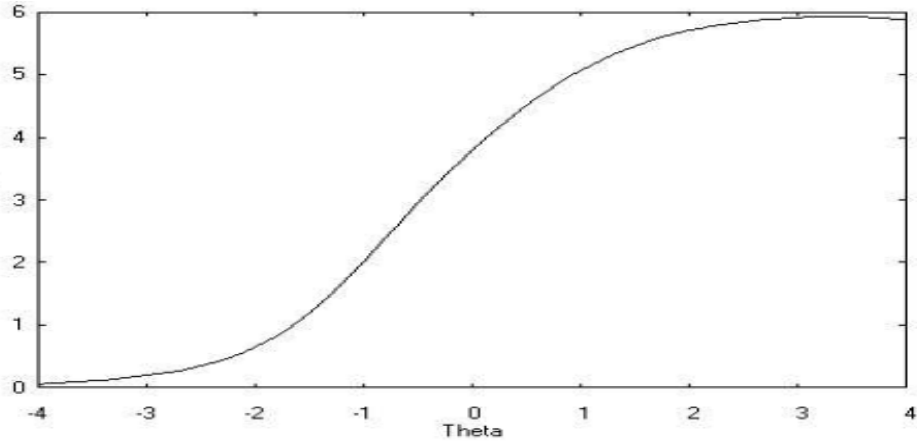




Şekil 16. 26 Numaralı Maddenin Uyum Grafikleri

Şekil 16’da güdülenememe boyutunda yer alan 26 numaralı maddeye ait uyum grafikleri incelendiğinde GAMOM ile kestirilen ve gözlenen yanıt oranları arasındaki uyumun ATM’ye göre daha iyi olduğu görülmektedir. Grafiklerde, her iki modele göre bazı θ noktalarında, kestirilen ve gözlenen yanıt oranları arasında daha kötü uyum olsa da bu uyumsuzluğun genel olarak ATM ile yapılan kestirimler için daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum, ATM’nin madde düzeyinde model veri uyumu sağlamadığını göstermektedir. 2, 17 ve 26 numaralı maddelere ek olarak geriye kalan 23 madde için oluşturulan uyum grafikleri de ATM’nin madde düzeyinde model veri uyumu sağlamadığını ancak GAMOM’un madde düzeyinde model veri uyumu sağladığını desteklemiştir.

Grafiksel yöntem ve düzeltilmiş χ^2/sd değerlerine dayalı olarak yapılan incelemeler GAMOM’un ATM’ye göre madde düzeyinde daha iyi model veri uyumu sağladığını göstermiştir. GAMOM’a dayalı olarak tüm maddelerde gözlenen ve beklenen yanıt oranlarının birbirine uyum gösterdiği görülmüştür. ATM’ye dayalı olarak tüm maddelerde gözlenen ve beklenen yanıt oranlarının tutarsız olduğu bulunmuştur. Tekli, ikili ve üçlü madde grupları için hesaplanan düzeltilmiş χ^2/sd değerlerine göre ATM hiç bir alt boyutta madde düzeyinde model veri uyumu sağlamamıştır. GAMOM ise 14, 15, 18 ve 23 numaralı maddeler dışında kalan maddelere yeterli düzeyde uyum sağlamıştır. Bu bulguyla benzer şekilde, Miller (2017) tarafından yapılan çalışmada da GAMOM’un 14, 15 ve 18 numaralı maddelerde model veri uyumu sağlamadığı bulunmuştur. Madde karakteristik eğrileri incelendiğinde, bu maddelerin monoton modellerin S biçimli eğrilerine en çok benzeyen madde karakteristik eğrisine sahip maddeler arasında yer aldığı görülmüştür. Şekil 17’de 23 numaralı maddeye ait madde karakteristik eğrisi verilmiştir. Şekil 17 incelendiğinde, üst yanıt kategorilerinde yanıt verme olasılığının teta değerinde artışla birlikte arttığı ve monoton artan bir madde karakteristik eğrisinin elde edildiği görülmektedir. Bu madde için elde edilen monoton yanıt eğrisinin maddenin monoton olmayan modele uyumunu kötü etkilediği düşünülebilir.



Şekil 17. Genelleştirilmiş Aşamalı Monoton Olmayan Model ile 23 Numaralı Madde için Elde Edilen Madde Karakteristik Eğrisi

ATM ve GAMOM genel ve madde düzeyinde sağladıkları model veri uyumu açısından karşılaştırıldığında, GAMOM'un hem genel hem de madde düzeyinde daha iyi model veri uyumu sağladığı bulunmuştur. AGÖ maddeleri, monotonluk varsayımına dayanan Likert tekniğiyle geliştirilmiş olmasına rağmen, tek boyutlu monoton olmayan model daha iyi model veri uyumu sağlamıştır. GAMOM, bireylerin monoton yanıtlama süreci izledikleri varsayımına dayanan ATM'ye göre yanıt örüntülerini daha iyi temsil etmiştir. Benzer şekilde, Miller (2007) tarafından AGÖ üzerinde yapılan çalışmanın sonucunda, GAMOM'un 28 maddelik ölçeğin 18 maddesinde model veri uyumu sağladığı bulunmuştur. Araştırmada, AGÖ'ye verilen yanıtların analizinde, çok faktörlü doğrulayıcı faktör analizi modeline alternatif olarak, tek boyutlu monoton olmayan modelin kullanılabileceği ifade edilmektedir. Araştırmacıya göre, monoton olmayan model yaklaşımına uygun olarak geliştirilmemiş olmasına rağmen, GAMOM kabul edilebilir bir model uyumu ve teta değerleri için yüksek güvenilirlik sağlamıştır.

Bu araştırmanın bulguları da AGÖ maddelerinin monotonluk varsayımında bulunmayan tek boyutlu monoton olmayan modele uyum sağladığını göstermiştir. Benzer şekilde, farklı duyuşsal özellikleri ölçen ölçme araçları üzerinde yapılan çalışmalar da duyuşsal özelliklerin ölçümünde monoton olmayan modellerin daha iyi model veri uyumu sağladığını göstermektedir (Roberts, Laughling ve Wedell, 1999; Chernyshenko, Stark, Chan, Drasgow ve Williams 2001; Chernyshenko, 2002; Meijer ve Baneke, 2004; Chernyshenko, Stark, Drasgow ve Roberts, 2007; Miller, 2007; Cao, Drasgow ve Cho, 2015; Ling, Zhang, Locke, Li ve Li, 2016).

Bu araştırma, güdülenme ölçeği maddelerine yanıt verirken bireylerin monoton olmayan bir yaklaşımla maddelere yanıt verdiklerini ve AGÖ maddelerinin monotonluk varsayımını karşılamadığını ortaya koymaktadır. GAMOM bireyler tarafından izlenen monoton olmayan yanıtlama sürecini modellemede başarılı olmuştur. Monotonluk varsayımında bulunan bir model kullanıldığında, TBMTK modeli ölçek genelinde ve madde düzeyinde kötü model veri uyumu sağlamıştır. Ancak, bu varsayımda bulunmayan tek boyutlu model, yanıt örüntülerini yeterli biçimde temsil edebilmiştir. GAMOM ve İFM'nin madde düzeyinde sağladıkları model veri uyumu açısından karşılaştırılabilirlikleri amacıyla $S-\chi^2$ madde uyum istatistikleri Çizelge 17'de verilmiştir.

Çizelge 17

Genelleştirilmiş Aşamalı Monoton Olmayan Model ve İki Faktör Modeli için Kestirilen $S-\chi^2$ Madde Uyum İstatistikleri

Madde	GAMOM			İFM		
	$S-\chi^2$	sd	$S-\chi^2/sd$	$S-\chi^2$	sd	$S-\chi^2/sd$
2	082.10	028	2.93	282.51	261	1.08
3	077.99	082	0.95	281.42	301	0.93
4	243.96	214	1.14	381.31	402	0.95
5	431.11	340	1.27	492.02	402	1.22
6	140.99	064	2.20	031.01	338	0.92
7	437.33	388	1.13	378.85	324	1.17
8	33478	232	1.44	029.24	270	1.08
9	044.50	022	2.02	026.81	277	0.97
11	250.21	130	1.92	376.84	354	1.06
12	230.55	184	1.25	418.35	344	1.22
13	053.36	046	1.16	307.74	312	0.99
14	223.77	178	1.26	346.22	352	0.98
15	098.04	064	1.53	279.00	271	1.03
16	084.37	010	8.44	281.79	256	1.10
17	146.50	100	1.46	368.23	327	1.13
18	154.25	112	1.38	345.22	365	0.94
19	246.50	172	1.43	319.59	276	1.16
20	258.96	196	1.32	319.93	334	0.96
21	372.34	310	1.20	496.78	419	1.19
22	414.93	370	1.12	050.03	414	1.21
23	087.86	022	3.99	313.24	273	1.15
24	133.83	106	1.26	352.70	331	1.06
25	165.92	058	2.86	031.87	317	1.01
26	279.13	172	1.62	326.99	308	1.06
27	229.57	196	1.17	421.37	404	1.04
28	416.49	304	1.37	477.03	398	1.20
$S-\chi^2/sd$ Ortalaması			1.87			1.07

Çizelge 17’de verilen madde düzeyinde model veri uyumu istatistikleri, GAMOM’a göre $S\text{-}\chi^2/sd$ değerlerinin 0.95 ile 8.44, İFM’ye göre 0.92 ile 1.22 arasında değiştiğini göstermektedir. GAMOM için $S\text{-}\chi^2/sd$ ortalaması 1.87, İFM için 1.07 olarak elde edilmiştir. Uyum istatistiklerine göre İFM’nin GAMOM’a göre madde düzeyinde daha iyi model veri uyumu sağladığı görülmektedir. $S\text{-}\chi^2/sd$ oranı 3’ü aşan maddelerin model veri uyumu sağlamadığı kabul edilmektedir (Roberts, 2016). Buna göre, AGÖ maddelerinin tamamının İFM’ye uyum sağladığı görülmüştür. 16 ve 23 numaralı maddelerin $S\text{-}\chi^2/sd$ oranları kabul edilen sınır değeri aştığından, bu iki maddenin GAMOM’a uyum sağlamadığı ifade edilebilir. 23 numaralı maddenin düzeltilmiş ki-kare/sd oranına göre de GAMOM’a uyum sağlamadığı bulunmuştur.

Düzeltilmiş ki-kare/sd değerleri hem tek maddeye hem de madde gruplarına verilen yanıt örüntülerine dayalı olarak kestirilen madde uyum istatistikleri olduğundan tek boyutluluk ihlallerine duyarlıdır (Chernyshenko, Stark, Drasgow ve Roberts, 2007). Bu değerler, bireylerin yanıt örüntülerini göz önünde bulundurduğundan karmaşık yapıya sahip ve tek boyutlu modele uyum sağlamayan maddeleri belirleyebilmektedir. $S\text{-}\chi^2/sd$ değerleri ise yanıt örüntülerinden değil tek maddeye verilen yanıtlara dayalı olarak hesaplanmaktadır. Ki-kare değerlerine göre GAMOM’a uyum sağlamayan 14, 15 ve 18 numaralı maddelerin $S\text{-}\chi^2/sd$ değerlerine göre model veri uyumu sağladığı görülmektedir. Çok boyutluluğu göz önünde bulunduran madde uyum istatistiklerine göre kötü, ancak bu duruma duyarlı olmayan uyum istatistiklerine göre iyi uyum göstermeleri maddelerin çok boyutlu bir yapıya sahip olabileceğine işaret etmektedir. İFM’ye dayalı olarak bu maddeler için en düşük $S\text{-}\chi^2/sd$ değerlerinin elde edilmiş olması da bu maddelerin karmaşık yapısını destekler niteliktedir. 14, 15 ve 18 numaralı maddeler için İFM ile kestirilen ayırt edicilikler de bu maddelerin hem genel boyutta hem de alt boyutlarda yüksek ayırt ediciliğe sahip olduğunu göstermiştir. $S\text{-}\chi^2/sd$, düzeltilmiş ki-kare/sd ve grafiksel yöntemeye dayalı olarak yapılan incelemeler, ATM’ye göre GAMOM’un madde düzeyinde sağladığı model veri uyumunun hem alt boyutlarda, hem de ölçeğin genelinde daha iyi olduğunu göstermektedir. İFM ve GAMOM arasında yapılan karşılaştırmalara dayalı olarak ise İFM’nin madde düzeyinde en iyi model veri uyumu sağlayan model olduğu bulunmuştur.

Birey Düzeyinde Model Veri Uyumuna İlişkin Bulgular

2c) Akademik Güdülenme Ölçeği maddelerinden elde edilen madde-yanıt matrisinin boyut sayısı birey düzeyinde model veri uyumu istatistiklerine göre ne düzeydedir?

Bu araştırma sorusu çerçevesinde, ATM, GAMOM ve İFM'nin birey düzeyinde sağladıkları model veri uyumları açısından karşılaştırılması amacıyla bireylerin yanıt örüntülerine dayalı olarak her üç model için " l_z " birey uyum istatistikleri hesaplanmıştır. Çizelge 18'de ATM, GAMOM ve İFM ile kestirilen birey uyum istatistiklerinin dağılımı ve ortalaması verilmiştir.

Çizelge 18

Modeller için Kestirilen Birey Uyum İstatistikleri

Model	$x \leq -4$ f	$-4 < x < -2$ f	$-2 \leq x < 0$ f	$0 \leq x \leq 2$ f	$2 < x < 4$ f	$x \geq 4$ f	$\bar{X}$
ATM	36	141	527	1039	115	0	1.20
GAMOM	981	552	270	53	2	0	5.76
İFM	601	411	536	304	6	0	3.41

Çizelge 18, üç modele göre çalışma grubunda yer alan bireylerin tümü için hesaplanan birey uyum istatistiklerinin dağılımını göstermektedir. Buna göre, ATM için hesaplanan l_z uyum istatistiklerinin ± 2 aralığında toplandığı görülmektedir. Çalışma grubunda yer alan 1858 bireyden 1566'sına ait yanıt örüntüleri ATM'ye uyum sağlamıştır. Geriye kalan 392 birey için hesaplanan l_z istatistiği, kabul edilen ± 2 aralığının dışında kalmıştır. Bireylerin yanıt örüntülerinin ATM'ye uyumunun incelenmesi amacıyla her birey için hesaplanan uyum istatistiklerine göre bireylerin %84,28'i ATM'ye uyum sağlarken, yalnızca %15,72'si model veri uyumu sağlamamıştır. Benzer şekilde, Çizelge 18'de ATM için verilen birey uyum istatistikleri ortalaması da ± 2 aralığı içerisinde yer almıştır.

Çizelge 18'de verilen l_z uyum istatistiklerinin dağılımı GAMOM açısından incelendiğinde, birey uyum istatistiklerinin büyük oranda ± 2 aralığının dışında olduğu görülmektedir. Çalışma grubunda yer alan 1858 bireyden yalnızca 323'üne ait yanıt örüntüleri modele uyum sağlamıştır. 981 birey için hesaplanan uyum istatistiklerinin -4'ün üzerinde, 552 bireye ait istatistiklerin ise -4 ile -2 arasında dağıldığı

görülmektedir. Bireylerin yanıt örüntülerinin GAMOM'a uyumunun incelenmesi amacıyla her birey için hesaplanan uyum istatistiklerine göre bireylerin yalnızca %17.38'i modele uyum sağlarken, %82.62'si model veri uyumu sağlamamıştır. Benzer şekilde, GAMOM'a dayalı olarak kestirilen l_z istatistikleri ortalaması (5.76) da bireylerin modele uyum sağlamadığını göstermektedir.

Birey uyum istatistiklerinin dağılımı İFM açısından incelendiğinde, çalışma grubunda yer alan 1858 bireyden 840 bireye ait yanıt örüntülerinin İFM'ye uyum sağladığı görülmektedir. 601 birey için hesaplanan uyum istatistiklerinin -4'ün üzerinde, 411 bireye ait istatistiklerin ise -4 ile -2 arasında dağıldığı görülmektedir. Bireylerin yanıt örüntülerinin İFM'ye uyumunun incelenmesi amacıyla hesaplanan uyum istatistiklerine göre bireylerin %45.21'i modele uyum sağlarken, %54.79'u model veri uyumu sağlamamıştır. Benzer şekilde, İFM'ye dayalı olarak kestirilen l_z istatistikleri ortalaması (3.41) da ölçüt olarak kabul edilen ± 2 aralığının dışında yer aldığından, iki faktör modelinin birey düzeyinde model veri uyumu sağlamadığı görülmüştür.

Çizelge 18'de verilen l_z birey uyum istatistiklerine göre, üç model içerisinde birey düzeyinde en iyi model uyumunu ATM sağlamıştır. ATM'ye göre bireyler için hesaplanan uyum istatistikleri büyük oranda ± 2 aralığı içerisinde yer almıştır. Uyum istatistiklerinin dağılımına göre İFM, ATM'den sonra birey düzeyinde en iyi uyumu sağlayan ikinci model olmuştur. Birey uyum istatistikleri açısından monoton olmayan model, monoton tek ve çok boyutlu modellere göre en kötü birey model uyumuna sahip olmuştur. Modele uyum sağlayan birey uyumu ATM için %84.28, İFM için %45.21 iken bu oran GAMOM için %17.38 düzeyinde kalmıştır.

Armstrong, Stoumbos, Kung ve Shi (2007), l_z istatistikleri maddeler için kestirilen yer ve ayırt edicilik parametrelerinden etkilendiğinden, bu istatistiklere dayalı olarak hesaplanan birey uyumunun dikkatle yorumlanmasını önermektedir. l_z birey uyum istatistikleri, farklı teta düzeylerine hitap eden yer parametrelerine ve yüksek ayırt ediciliklere sahip maddelerde daha iyi sonuçlar sağlamaktadır. Ancak, bu çalışmada maddeler için GAMOM'a dayalı olarak en düşük ayırt edicilik değerleri ve en uç yer parametreleri kestirilmiştir. Bu durumun, GAMOM'un birey düzeyinde sağladığı model uyumunu olumsuz etkileyebileceği düşünülerek GAMOM için INFIT ve OUTFIT birey uyum istatistikleri de hesaplanmıştır. GAMOM için INFIT istatistikleri ortalaması 0.995 iken, OUTFIT istatistiklerinin ortalaması 0.981 olarak elde edilmiştir. Her iki

uyum istatistiğinin ortalaması sınır değeri olarak kabul edilen 2'nin altındadır. GAMOM için hesaplanan istatistikler incelendiğinde, çalışma grubunda yer alan 1858 bireyden yalnızca 135'inin 2'nin üzerinde uyum istatistiğine sahip olduğu görülmüştür. I_z istatistiklerine göre ATM'ye uyum sağlamayan 292 birey bulunmaktadır. GAMOM'un birey düzeyinde sağladığı model veri uyumu INFIT ve OUTFIT istatistiklerine göre incelendiğinde ise yalnızca 135 bireyin modele uyum sağlamadığı görülmüştür.

I_z uyum istatistikleri bireylerin gözlenen yanıtları ile belirli bir MTK modeline göre kestirilen kategori yanıt olasılıklarına dayalı olarak hesaplanmaktadır. IFM ve ATM monoton yanıt varsayımında bulunan MTK modelleri olduklarından, kategori yanıt olasılıkları kestirilirken, bireyler için kestirilen teta değerleri arttıkça katılım yönündeki yanıt olasılıklarının da arttığı varsayılmaktadır. Benzer şekilde, Likert tipi ölçeklerin temelinde, bireylerin örtük özelliğe sahip olma düzeyleri arttıkça maddede "katılıyorum" kategorisinde yanıt verecekleri varsayımı bulunmaktadır. Bu nedenle, birey en yüksek yanıt kategorilerini işaretlediğinde, en yüksek madde puanını almaktadır.

GAMOM kategori yanıt olasılıklarının hesaplanmasında birey ve madde arasında monoton olmayan bir ilişki kurmaktadır. Buna göre, ilgili özelliğe uç düzeyde sahip olan bir bireyin, kendisinin özelliğe sahip olma düzeyini tam olarak ifade etmeyen bir olumlu maddede "katılmıyorum" seçeneğini işaretleme durumu da göz önünde bulundurmaktadır. Likert tipi puanlamada, katılmıyorum seçeneğini işaretleyen her birey en düşük madde puanını alırken, GAMOM'da bu bireyin örtük özelliğe sahip olma düzeyinin yüksek olma olasılığı da kategori yanıt olasılığının hesaplanmasına dahil edilmektedir. Dolayısıyla, GAMOM ile Likert tipi puanlama arasındaki bu farklılığın, GAMOM ile kestirilen kategori yanıt olasılıkları ile Likert tipi puanlama sonucunda elde edilen gözlenen yanıtlar arasında diğer modellere göre daha büyük bir farklılık ortaya çıkarması ve birey düzeyinde daha kötü model uyumuna neden olması beklenebilir. GAMOM'un birey düzeyinde sağladığı model uyumu INFIT ve OUTFIT istatistiklerine dayalı olarak incelendiğinde, modele uyum sağlamayan birey sayısının çok daha az olması da bu durumu destekler niteliktedir.

İki Faktör Modeli ile Kestirilen İndeks Değerlerine İlişkin Bulgular

2d) Akademik Güdülenme Ölçeği maddelerinden elde edilen madde-yanıt matrisinin boyut sayısı iki faktör mdeline dayalı olarak kestirilen indeks değerlerine göre ne düzeydedir?

Madde parametrelerine ve model veri uyumuna dayalı incelemelere ek olarak, genel boyut ve alt boyutların madde-yanıt matrisini açıklamadaki gücünü karşılaştırmak amacıyla ECV, Omega ve PUC değerleri incelenmiştir (Reise, Moore ve Haviland, 2010; Qinn, 2015; Periard, 2016). Bu değerlerin hesaplanabilmesi için İFM'ye dayalı olarak elde edilen madde parametreleri faktör analizi parametrelerine (standardize edilmiş faktör yükleri) dönüştürülmüştür (Reckase ve McKinley, 1991; Thissen ve Wainer, 2001). Maddelerin genel ve grup faktör yüklerine dayalı olarak hesaplanan ECV, PUC, Omega ve H değerleri Çizelge 19'da verilmiştir.

Çizelge 19

İki Faktör Modeline Dayalı Olarak Kestirilen İndeks Değerleri

	GB	BİL	BAŞ	UYA	BEL	İÇE	DIŞ	GÜD
ECV	0.54	0.02	0.03	0.04	0.05	0.10	0.10	0.12
H	0.95	0.25	0.51	0.46	0.49	0.77	0.78	0.81
ω_S		0.90	0.80	0.83	0.81	0.83	0.85	0.93
ω_{HS}		0.09	0.12	0.20	0.33	0.58	0.69	0.46
PUC	0.89							
ω	0.96							
ω_H	0.85							

Çizelge 19'da verilen ECV değerleri, model ile açıklanan varyansa her boyutun katkısını göstermektedir. ECV, genel boyut ve alt boyutlar tarafından açıklanan varyans oranlarına dayalı bir indeks olduğundan, genel boyutun ve alt boyutların güçlerinin karşılaştırılmasını sağlamaktadır. Çizelge 19'da görüldüğü gibi, genel boyutun ECV değeri 0,54 olarak hesaplanmıştır. Bu değer, genel boyutun, İFM ile açıklanan varyansın %54'ünü tek başına açıkladığını göstermektedir. Bilmeye yönelik içsel güdülenme alt boyutu, model ile açıklanan varyansın %2'sini, başarıya yönelik içsel güdülenme alt boyutu %3'ünü, uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme alt boyutu %4'ünü, belirlenmiş dışsal güdülenme alt boyutu %5'ini, içe yansıyan dışsal güdülenme alt

boyutu %10'unu, dışsal düzenleme-dışsal güdülenme alt boyutu %10'unu ve güdülenememe alt boyutu %12'sini açıklamaktadır.

ECV değeri için çoğunlukla kabul edilen alt sınır 0.60'tır (Reise, Scheines, Widaman ve Haviland, 2013; Periard, 2016). 0.60'ın üzerindeki ECV güçlü bir genel boyutun varlığını göstermektedir. AGÖ için hesaplanan ECV değerinin (0.54) bu değerin bir miktar altında olduğu görülmektedir. Ancak, indeks değerinin 0.60'ya yakın olması ve alt boyutların ECV değerlerinin düşük olması, genel boyut tarafından açıklanan varyansın yüksek olduğuna ve güçlü bir genel boyutun varlığına işaret etmektedir. ECV değerinin doğru biçimde yorumlanabilmesi için PUC değerinin de göz önünde bulundurulması gerekmektedir (Reise, 2012).

Çizelge 19'a göre PUC değeri 0,89 olarak hesaplanmıştır. PUC değeri, çok boyutluluktan etkilenmemiş maddeler arasındaki korelasyon sayısına ilişkin bilgi vermektedir (Periard, 2016). Buna göre, PUC değeri, AGÖ maddeleri arasındaki korelasyonların %89'unun çok boyutluluktan etkilenmediğini göstermektedir. PUC ve ECV değeri yüksek olduğunda, İFM ile genel boyutta maddeler için kestirilen parametreler, tek boyutlu model ile kestirilen parametrelere daha fazla yaklaşmaktadır (Reise, Morizot ve Hays, 2007). AGÖ için hesaplanan ECV değeri araştırmalarda çoğunlukla kabul edilen 0.60 ölçütünün bir miktar altında kalmıştır. Ancak, ölçek için çok yüksek bir PUC değeri elde edilmiştir. Genel boyut için elde edilen ECV değerlerinin yüksek, grup faktörlerin ECV indekslerinin düşük ve PUC değerinin çok yüksek olması, AGÖ ile ölçülen güçlü bir genel boyutun olduğunu desteklemektedir. Bu bulguyla benzer şekilde, Litalien vd. (2017) tarafından iki faktör modeline dayalı olarak yapılan çalışma sonucunda, farklı güdülenme türlerinin en düşük özerklik düzeyinden en yüksek özerklik düzeyini temsil edecek biçimde sıralanabileceği bir genel boyut elde edilmiştir. Howard, Gagne, Morin ve Forest (2016) tarafından yapılan çalışmanın sonucunda da tek boyutlu özerklik sürekliliğini yansıtan iyi tanımlanmış bir genel boyutun varlığı desteklenmiştir.

Çizelge 19, AGÖ için hesaplanan Omega katsayısının 0.96 olduğunu, alt boyutlar için hesaplanan Omega katsayılarının 0.80 ile 0.90 arasında değiştiğini göstermektedir. Ayrıca, genel boyut için hiyerarşik Omega katsayısı 0.85 olarak bulunmuştur. Hiyerarşik Omega katsayısı genel boyuta atfedilebilir toplam varyansı göstermektedir (Reise, Scheines, Widaman ve Haviland, 2013). Buna göre, AGÖ'den

alınan toplam puan varyansının %85'i, genel boyut üzerindeki bireyler arası farktan kaynaklanmaktadır. Alt boyutlar için hesaplanan hiyerarşik Omega katsayıları, genel boyutun etkisi çıkarıldığında alt boyutlar tarafından açıklanan ortak varyansı göstermektedir (Periard, 2016). AGÖ'nün alt boyutları için hiyerarşik Omega katsayıları 0.09 ile 0.69 arasında değişmektedir. Alt boyutlar için hesaplanan Omega katsayıları yüksek iken, hiyerarşik Omega katsayılarının daha düşük olması, alt boyutların güvenilirliğinin genel boyut tarafından yükseltildiğini göstermektedir. Genel boyutun etkisi çıkarıldığında, özellikle içsel güdülenme alt boyutlarının güvenilirliklerinin düştüğü görülmüştür. Madde parametrelerine ve bilgi grafiklerine dayalı olarak yapılan incelemeler de içsel güdülenme maddelerinin alt boyutlardaki bireyler arası farkları ayırt etme açısından zayıf olduğunu göstermiştir. Özellikle içsel güdülenme maddelerinin, alt boyutlardaki düşük ayırt edicilik düzeyleri nedeniyle genel boyutun etkisi çıkarıldığında hesaplanan güvenilirlik değerleri de düşmüştür.

Çizelge 19'da verilen H katsayıları hem genel boyutun hem de alt boyutların yapı güvenilirliklerini göstermektedir. H katsayıları, bir örtük değişkenin göstergeleriyle temsil edilebilme ve farklı çalışmalarda bu örtük değişkenin yeniden elde edilebilme düzeyine ilişkin bilgi vermektedir. 0.80'in üzerindeki H katsayıları örtük değişkenin iyi tanımlandığı anlamına gelmektedir (Reise, Scheines, Widaman ve Haviland, 2013). Genel boyut için hesaplanan H katsayısının 0.95 olması, genel boyutun göstergeleriyle temsil edilme düzeyinin ve bu yapının farklı çalışmalarda yeniden elde edilme düzeyinin yüksek olduğunu göstermektedir. Alt boyutlar için hesaplanan katsayılara göre yalnızca güdülenememe boyutunda 0.80'in üzerinde bir H katsayısı elde edilmiştir. Geriye kalan alt boyutlar için hesaplanan düşük H katsayıları, bu yapıların iyi tanımlanmamış ve daha kararsız yapılar olduğu anlamına gelmektedir. Bu bulguyla benzer şekilde, madde parametrelerine dayalı yapılan incelemeler de özellikle içsel güdülenme maddelerinin alt boyutlarda ayırt edici olmadıklarını göstermiştir. Dışsal güdülenme ve güdülenememe boyutunda yer alan maddelerin grup faktörlerdeki ayırt edicilikleri nispeten daha yüksek olsa da bu maddelerin genel boyuttaki ayırt edicilikleri de yüksek olduğundan, genel boyutun madde düzeyindeki etkileri alt boyutlardan daha güçlüdür.

Bu alt amaç çerçevesinde, İFM'ye dayalı olarak madde-yanıt matrisinin boyutluluğu incelenmiştir. Madde düzeyinde çok boyutlu madde parametrelerine dayalı

olarak yapılan incelemeler tüm alt boyutlardaki maddelerin genel boyut ayırt edicilik düzeylerinin yüksek olduğunu ancak bazı alt boyutlarda ayırt ediciliklerin düştüğünü göstermiştir. Genel boyutunun ve alt boyutların gücünün incelenmesi amacıyla hesaplanan ECV, PUC ve Omega katsayıları, veride İFM ile açıklanan varyansın büyük bir kısmının genel boyut tarafından açıklandığını ve genel boyutun etkisi çıkarıldığında alt boyutların düşük güvenilirliklere sahip olduğunu göstermiştir. Madde parametreleri, model veri uyumu istatistikleri, açıklanan varyans oranları ve güvenilirlik katsayıları ile elde edilen bulgular birlikte düşünüldüğünde AGÖ'nün tek boyutlu olarak modellenebileceği görülmektedir. AGÖ, her ne kadar farklı güdülenme türlerini ölçen yedi alt boyutu içerse de bu boyutlarda yer alan maddelerin büyük oranda genel boyuttan etkilendiği, alt boyutları temsil etme düzeylerinin ise düşük olduğu görülmüştür.

DIMTEST Analizine İlişkin Bulgular

2e) Akademik Güdülenme Ölçeği maddelerinden elde edilen madde-yanıt matrisinin boyut sayısı DIMTEST T-istatistiğine göre ne düzeydedir?

AGÖ maddelerine verilen yanıt matrisinin boyutluluğunun madde tepki kuramı çerçevesinde parametrik olmayan bir yönteme dayalı olarak incelenebilmesi amacıyla DIMTEST analizi yapılmıştır. Farklı değerlendirme alt testleri (AT) için elde edilen T-istatistikleri ve anlamlılık değerleri Çizelge 20'de verilmiştir.

Çizelge 20

DIMTEST T-İstatistikleri ve Anlamlılık Değerleri

AT maddeleri	T	p
2, 9, 16, 23	6.61	0.000
6, 13, 20, 27	2.57	0.005
4, 11, 18, 25	6.72	0.000
7, 14, 21, 28	8.99	0.000
5, 12, 19, 26	12.13	0.000

Çizelge 20'de görüldüğü gibi bilmeye yönelik içsel güdülenme boyutunda yer alan 2, 9, 16 ve 23 numaralı maddeler AT maddeleri olarak seçildiğinde 0.01 düzeyinde anlamlı bir T-istatistiği elde edilmiştir. Başarıya yönelik içsel güdülenme boyutunda yer

alan 6, 13, 20 ve 27 numaralı maddeler için içsel güdülenme maddelerinden daha düşük bir T-istatistiği elde edilmiş olsa da anlamlılık değerinin 0.01'in altında olduğu görülmektedir. Benzer şekilde, sırasıyla uyarım yaşamaya yönelik içsel güdülenme, içe yansıyan dışsal güdülenme ve güdülenememe maddeleri AT maddeleri olarak seçildiğinde de 0.01 düzeyinde anlamlı T-istatistikleri elde edilmiştir.

DIMTEST T-istatistiği, AT maddeleri dışında kalan ölçek maddelerinden aynı puanı elde etmiş birey gruplarında, AT maddeleri arasındaki kovaryansların hesaplanmasına dayanmaktadır. Aynı grupta yer alan bireyler, seçilen AT maddeleri dışında kalan maddelerden aynı toplam puanı elde etmiş bireylerdir. Dolayısıyla, alt grupların AT maddelerine verdiği yanıtlara dayalı olarak AT maddeleri arasındaki kovaryanslar hesaplandığında elde edilen değerler, ilgili grubun toplam puanına koşullu olarak hesaplanmış kovaryans değerleridir. AT maddeleri, geriye kalan ölçek maddeleri ile aynı özelliği ölçüyorsa, aynı toplam puana sahip bireylerin yanıtlarına dayalı olarak hesaplanan koşullu kovaryansların sıfıra yakın olması gerekir. Böyle bir durumda da düşük ve anlamlı olmayan T-istatistiklerinin elde edilmesi beklenir.

Çizelge 20'de verilen T-istatistikleri ve anlamlılık değerleri, tüm alt boyutlarda yüksek koşullu kovaryansların elde edildiğini göstermektedir. Bu bulgu, AGÖ alt boyutlarında yer alan maddeler arasındaki ilişkilerin, baskın bir boyut tarafından açıklanabileceği hipotezinin doğrulanmadığı anlamına gelmektedir. Tüm alt boyutlarda, maddeler arasındaki ilişkileri açıklayan birden fazla örtük özelliğin varlığına işaret etmektedir. DIMTEST analiziyle elde edilen bulgular AGÖ alt boyutlarında yer alan maddelerin çok boyutlu doğasını desteklemektedir.

BÖLÜM 5

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu bölümde araştırmada elde edilen bulgulara dayalı olarak ulaşılan sonuçlara ve önerilere yer verilmiştir.

Sonuçlar

Bu araştırmada, AGÖ maddelerinin monotonluk ve boyutluluk varsayımlarına uyumu aşamalı tepki modeli, genelleştirilmiş aşamalı monoton olmayan model, iki faktör modeli ve DIMTEST analizine dayalı olarak incelenmiştir. Madde parametrelerine, genel model veri uyumu istatistiklerine, madde ve birey düzeyinde model veri uyumuna, indeks değerlerine ve T-istatistiğine dayalı olarak yapılan modeller arası karşılaştırmalardan elde edilen sonuçlar aşağıda özetlenmiştir.

1. ATM, GAMOM ve İFM, maddeler için kestirilen ayırt edicilik ve yer parametreleri açısından karşılaştırıldığında, GAMOM'un maddeler için en düşük, İFM'nin ise maddeler için en yüksek ayırt edicilik parametrelerini kestirdiği bulunmuştur. Ayrıca, İFM ile genel boyutta kestirilen ayırt edicilik parametreleri, ölçek maddelerinin kuramsal temelinde yer alan tek boyutlu özerklik kuramıyla tutarlı sonuçlar sağlamıştır. İFM kestirimlerine göre çok boyutlu olduğu belirlenen bazı maddeler için tek boyutlu modellere dayalı olarak düşük ayırt edicilik parametreleri kestirilmiştir. Hem monotonluk varsayımında bulunan ATM'nin hem de bu varsayıma dayanmayan GAMOM'un parametre kestirimleri maddelerin çok boyutlu doğasından olumsuz etkilenmiştir. Madde parametrelerine dayalı olarak yapılan karşılaştırmalara göre tek boyutlu modellere göre İFM'nin veri matrisini kuramsal ve istatistiksel açısından daha uygun biçimde modelleyebildiği sonucuna ulaşılmıştır.

2. Tek ve çok boyutlu modeller için kestirilen genel model veri uyumu istatistiklerine dayalı olarak yapılan karşılaştırmalar sonucunda, GAMOM en iyi ATM ise en kötü model veri uyumuna sahip olmuştur. AGÖ'nün, monotonluk varsayımında bulunmayan tek boyutlu modele ve tek boyutluluk varsayımında bulunmayan İFM'ye daha uyumlu olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
3. MTK modellerinin madde düzeyinde sağladıkları model veri uyumları açısından tek boyutlu modeller arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda, monotonluk varsayımına dayanmayan tek boyutlu model yedi alt boyuttan beşinde ve 26 madde içerisinde 23 maddeye uyum sağlamıştır. Monotonluk varsayımında bulunan ATM ise ölçeğin hiç bir alt boyutunda madde düzeyinde model veri uyumu sağlamamıştır. İFM tüm maddelerde en iyi madde uyum istatistiklerine sahip olmuştur. Madde düzeyinde model veri uyumu incelemelerine dayalı olarak ölçek maddeleriyle en uyumlu olan modelin İFM olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
4. MTK modelleriyle kestirilen birey parametrelerine dayalı olarak hesaplanan birey uyum istatistiklerine göre birey düzeyinde en iyi uyumu sırasıyla ATM, İFM ve GAMOM sağlamıştır. Çalışma grubunda yer alan bireylerin çok büyük bir kısmına ait yanıt örüntülerinin GAMOM'a uyum sağlamadığı bulunmuştur. Bireyler tarafından AGÖ maddelerine verilen yanıt örüntülerinin ATM ve İFM'ye daha uyumlu olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
5. AGÖ maddelerine verilen yanıtlardan elde edilen veri matrisinin boyutluluğu İFM madde parametrelerinden hesaplanan indeks değerlerine dayalı olarak incelenmiştir. İndeks değerleri, genel boyutun İFM ile açıklanan varyansın büyük bir kısmını tek başına açıkladığını ve AGÖ ile ölçülen güçlü bir genel boyutun olduğunu göstermiştir. En yüksek güvenilirlik katsayıları genel boyut için elde edilmiştir. Genel boyutun etkisi çıkarıldığında, alt boyutlar için hesaplanan güvenilirlik katsayılarının çok düşük olduğu bulunmuştur. İFM'ye dayalı hesaplanan indeks değerleri, AGÖ alt boyutlarının da model ile açıklanan varyansa bir miktar katkı sağladığını göstermiştir. AGÖ maddeleri ile hem

genel güdülenme boyutu hem de farklı güdülenme türleri ölçülmektedir. İndeks değerlerine göre, maddelerin hem genel boyutta hem de ait oldukları alt boyutlarla yük vermesine izin veren İFM'nin maddelerin çok boyutlu doğasına en uygun model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

6. AGÖ maddeleriyle birey etkileşimleri sonucunda ortaya çıkan veri matrisinin boyutluluğuna ilişkin DIMTEST analiziyle elde edilen bulgular AGÖ alt boyutlarında yer alan maddeler arasındaki ilişkilerin tek boyut tarafından açıklanabileceği hipotezinin doğrulanmadığını göstermiştir. Bu bulguya dayanarak, AGÖ maddelerinin tek boyutluluk varsayımını karşılamadığı sonucuna ulaşılmıştır.
7. ATM, GAMOM ve İFM için madde parametrelerine, model veri uyumu istatistiklerine ve indeks değerlerine dayalı olarak yapılan karşılaştırmalar birlikte düşünüldüğünde, ATM'ye göre monotonluk varsayımında bulunmayan tek boyutlu model AGÖ maddelerine daha uyumludur. Ancak, üç model içerisinde İFM'nin AGÖ maddelerine ve bireyler tarafından maddelere verilen yanıt örüntülerine en uyumlu model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Öneriler

1. Çalışma kapsamında ulaşılan güdülenme ölçeği maddelerinin monotonluk varsayımını karşılamadığı bulgusuna dayalı olarak, AGÖ maddelerinin tek boyutlu modeller ile ölçeklenmesi düşünüldüğünde monoton yanıt varsayımına dayalı olmayan GAMOM'un kullanılması önerilmektedir.
2. Araştırmada, AGÖ maddelerinin monotonluk varsayımına dayanan ATM'ye uyum sağlamazken, monotonluk varsayımına dayanmayan tek boyutlu modele iyi uyum sağladığı bulunmuştur. Buna göre, AGÖ maddelerinden elde edilen veri matrisinin boyutluluğunu MTK çerçevesinde tek boyutlu modellere dayalı olarak incelemek isteyen araştırmacıların incelemelerini yalnızca monotonluk varsayımında bulunan modellere sınırlamamaları, boyutluluğa ilişkin kararları

monoton ve monoton olmayan modellerden elde edilen bulgulara dayalı olarak vermeleri önerilmektedir.

3. DIMTEST analizi sonucunda maddelerin tek boyutluluk varsayımını karşılamadığı ve tek boyutlu modellere göre İFM'nin AGÖ maddelerine daha iyi uyum sağladığı bulunmuştur. Bu bulguya dayalı olarak, AGÖ maddelerini betimleyen madde parametrelerinin hem genel hem de grup faktörleri modellemeye izin veren İFM'ye dayalı olarak kestirilmesi önerilmektedir.
4. İFM'ye dayalı olarak kestirilen ayırt edicilik parametreleri ve indeks değerleri, içsel güdülenme boyutlarında yer alan maddelerin alt boyutlardaki ayırt ediciliklerinin düşük olduğunu ve alt boyutlara kıyasla genel güdülenme boyutunun bireyler arası farkları daha iyi ayırt ettiğini göstermiştir. Bu bulgular, özellikle AGÖ içsel güdülenme alt boyutlarından elde edilen toplam puanların bireylerin güdülenme düzeylerine ilişkin geçerli ve güvenilir sonuçlar sağlamadığına işaret etmektedir. Araştırmacılara, bireylerin güdülenme düzeylerine ilişkin daha geçerli ve güvenilir sonuçlar elde etmek için hem genel boyutta hem de alt boyutlarda birey parametre kestirimlerini İFM'ye dayalı olarak yapmaları önerilmektedir. Benzer biçimde, Akademik Güdülenme Ölçeği'ni kullanmak isteyen uygulayıcıların da ölçekten toplam puan ya da alt boyut puanları hesaplamak yerine, bireylerin güdülenme düzeylerini belirlemek için madde tepki kuramı ya da faktör analizi çerçevesinde iki faktör modellemesine dayalı olarak kestirim yapmaları önerilmektedir.
5. Araştırmada, İFM ile genel boyutta ve alt boyutlarda kestirilen ayırt edicilikleri yüksek olan bazı AGÖ maddeleri için, monoton ve monoton olmayan tek boyutlu modellerle düşük ayırt edicilik parametreleri elde edilmiştir. Veri matrisinin boyutluluğunu, MTK çerçevesinde incelemek isteyen araştırmacılara tek boyutlu model kestirimlerinin çok boyutluluktan etkilenme düzeylerini incelemek için tek boyutlu madde parametrelerini İFM'ye dayalı olarak genel boyutta kestirilen ayırt edicilik parametreleriyle karşılaştırmaları önerilmektedir.

6. Araştırmada, boyutluluğun tek boyutlu madde parametrelerini etkilediğine işaret eden bulgular elde edilmiştir. Boyutluluğun, özellikle monoton olmayan modelin parametre kestirimleri üzerindeki etkisinin ortaya koyulması gerekmektedir. Alt boyutlar arasında düşük, orta ve yüksek ilişki koşullarında GAMOM madde parametre kestirimlerinin, madde ve birey uyum istatistiklerinin değişimi simülatif bir çalışmayla incelenebilir.
7. Bu araştırmada kullanılan İFM de monotonluk varsayımına dayanan bir modeldir. Hem çok boyutluluğu hem de monotonluk varsayımını göz önünde bulunduran çok boyutlu monoton olmayan MTK modeli de dahil edilerek modeller model veri uyumları açısından karşılaştırılabilir.
8. Çalışma kapsamında, monoton ve monoton olmayan tek ve çok boyutlu modellerin uyumu güdülenme ölçeğine verilen yanıtlara dayalı olarak incelenmiştir. Tutum, kişilik gibi farklı duyuşsal özellikleri ölçmek amacıyla geliştirilmiş ölçekler üzerinde ATM, GAMOM ve İFM kullanılarak monotonluk ve boyutluluk varsayımları açısından karşılaştırmalar yapılabilir.

KAYNAKLAR

- Ackerman, T. A. (1992). A didactic explanation of item bias, item impact, and item validity from a multidimensional perspective. *Journal of Educational Measurement*, 29, 67-91.
- Ackerman, T. A., Gierl, M. A., and Walker, C. M. (2003). Using multidimensional item response theory to evaluate educational and psychological tests. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 22, 37-53.
- Ackerman, T.A. (1996). Graphical representation of multidimensional item response theory analyses. *Applied Psychological Measurement*, 20(4), 311–330.
- Acuna, E., and Rodriguez, C. (2004). The treatment of missing values and its effect in the classifier accuracy. D. Banks, L. House, F. R. McMorris, P. Arabie, and W. Gaul (Ed.). *Classification, clustering and data mining applications*. (p. 639 649). Chicago: Illinois Institute of Technology.
- Akın, A., ve Çetin, B. (2007). Başarı yönelimleri ölçeği: Geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Eurasian Journal of Educational Research*, 26, 1-12.
- Allison, P. D. (2001). *Missing data*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Andrich, D. (1995). Hyperbolic cosine latent trait models for unfolding direct responses and pairwise preferences. *Applied Psychological Measurement*, 19(3), 269-290.
- Andrich, D. (1996). A hyperbolic cosine latent trait model for unfolding polytomous responses: Reconciling Thurstone and Likert methodologies. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 49, 347–365.
- Andrich, D. A. (1978). A rating formulation for ordered response categories. *Psychometrika*, 43, 561–73.
- Arık, R. ve Kutlu, Ö. (2013). Öğretmenlerin Ölçme ve Değerlendirme Alanı Yeterliklerinin Yargıcı Kararlarına Dayalı Ölçeklenmesi. *Eğitim Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 3(2), 163-196.
- Armstrong, R. D., Stoumbos, Z. G., Kung, M. T., and Shi, M. (2007). On the Performance of the lz Person-Fit Statistic. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 12(6). Retrieved from <http://pareonline.net/getvn.asp?v=12&n=16>
- Baker, F. B. (2001). *The basics of item response theory*. USA: ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation.
- Barış, F. ve Gülleroğlu, H. D. (2018). *İki faktör modelde (Bifactor) diklik varsayımının farklı koşullar altında sınanması* (Yayımlanmamış Doktora tezi). Ankara Üniversitesi, Ankara.

- Baykul, Y. (2000). *Eğitimde ve psikolojide ölçme: Klasik test teorisi ve uygulaması*. Ankara: Pegem Akademi Yayıncılık.
- Berkeljon, A. (2012). *Multidimensional item response theory in clinical measurement: a bifactor graded-response model analysis of the outcome questionnaire-45.2* (Doctoral dissertation). Retrieved from <https://scholarsarchive.byu.edu/etd/3568/>
- Broadfoot, A. A. (2008). *Comparing the dominance approach to the ideal-point approach in the measurement and predictability of personality*. (Doctoral dissertation). Retrieved from https://etd.ohiolink.edu/rws_etd/
- Brown, A. R., Finney, S. J., and France, M. K. (2011). Using the bifactor model to assess the dimensionality of the Hong Psychological Reactance Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 71(1), 170-185.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press.
- Cao, M., Drasgow, F., and Cho, S. (2015). Developing ideal intermediate personality items for the ideal point model. *Organizational Research Methods*, 18(2), 252-275.
- Carter, N. T., and Dalal, D. K. (2010). An ideal point account of the JDI work satisfaction scale. *Personality and Individual Differences*, 49, 743-748.
- Carter, N. T., Guan, L., Maples, J. L., Williamson, R.L., and Miller, J.D. (2015). The downsides of extreme conscientiousness for psychological wellbeing: The role of obsessive compulsive tendencies. *Journal of Personality*, 84(4), 510-522.
- Chalmers, R. P. (2012). A multidimensional item response theory package for the R environment. *Journal of Statistical Software*, 48(6), 1-29.
- Chemolli, E., and Gagne, M. (2014). Evidence against the continuum structure underlying motivation measures derived from self-determination theory. *Psychological Assessment*, 26(2), 575-585.
- Chen, F. F., West, S. G., and Sousa, K. H. (2006). A comparison of bifactor and second-order models of quality of life. *Multivariate Behavioral Research*, 41(2), 189-225.
- Chernyshenko, O. S. (2002). *Applications of ideal point approaches to scale construction and scoring personality measurement: The development of a six faceted measure of conscientiousness* (Doctoral dissertation). University of Illinois at Urbana-Champaign, Urbana-Champaign, IL.

- Chernyshenko, O. S., Stark, S., Chan, K. Y., Drasgow, F., and Williams, B. (2001). Fitting item response theory models to two personality inventories: Issues and insights. *Multivariate Behavioral Research*, 36(4), 523-562.
- Chernyshenko, O. S., Stark, S. E., Drasgow, F., and Roberts, J. S. (2007). Constructing personality scales under the assumptions of an ideal point response process: Toward increasing the flexibility of personality measures. *Psychological Assessment*, 19(1), 88-106.
- Chon, K. H., Lee, W., and Ansley, T. N. (2007). *Assessing IRT model-data fit for mixed format tests*. Iowa: Center for Advanced Studies in Measurement and Assessment.
- Coombs, C. H. (1960). A theory of data. *The Psychological Review*, 67(3), 143-159.
- Coombs, C. H. (1964). *A theory of data*. New York, NY: Wiley.
- Cui, W. (2008). *The multidimensional generalized graded unfolding model for assessing change in repeated measures*. (Doctoral dissertation). Retrieved from <https://drum.lib.umd.edu/>
- De Ayala, R. J. (1993). *The Influence of Multidimensionality on the Graded Response Model*. Paper presented at the Annual Meeting of the National Council on Measurement in Education.
- De Ayala, R. J. (1994). The influence of multidimensionality on the graded response model. *Applied Psychological Measurement*, 18(2), 155-170.
- De Ayala, R. J. (2009). *The theory and practice of item response theory*. New York: The Guilford Press.
- Deci, E. L. (1975). *Intrinsic motivation*. New York: Plenum Press,
- Deci, E. L., and Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York: Springer.
- Deci, E. L., and Ryan, R. M. (1987). The support of autonomy and the control of behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53(6), 1024-1037.
- Deci, E. L., and Ryan, R. M. (2000). The “what” and “why” of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268.
- Deci, E. L., Koestner, R., and Ryan, R. M. (1999). A meta-analytic review of experiments examining the effects of extrinsic rewards on intrinsic motivation. *Psychological Bulletin*, 125, 627-668.
- DeMars, C. (2010). *Item response theory*. New York: Oxford University Press, Inc.

- Deng, N., Wells, C., and Hambleton, R. (2008). *A confirmatory factor analytic study examining the dimensionality of educational achievement tests*. Connecticut: NERA Conference Proceedings.
- Dörnyei, Z. (2000). Motivation in action: Towards a process-oriented conceptualisation of student motivation. *British Journal of Educational Psychology*, 70, 519-538.
- Dragow, F., and Parsons, C. K. (1983). Application of unidimensional item response theory models to multidimensional data. *Applied Psychological Measurement*, 7, 189-199.
- Dragow, F., Levine, M. F., and Williams, E. A. (1985). Appropriateness measurement with polytomous item response model and standardized indices. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 67-86.
- Dweck, C. S. (1975). The role of expectations and attributions in the alleviation of learned helplessness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 31(4), 674-685.
- Dyehouse, M. A. (2009). *A comparison of model-data fit for parametric and nonparametric item response theory models using ordinal level ratings* (Doctoral dissertation). Retrieved from <https://docs.lib.purdue.edu/>
- Elliot, A. J., and Church, M. (1997). A hierarchical model of approach and avoidance achievement motivation. *Journal of personality and Social Psychology*, 72, 218-232.
- Elliot, A. J., and Harackiewicz, J. (1996). Approach and avoidance achievement goals and intrinsic motivation: A mediational analysis. *Journal of personality and Social Psychology*, 70, 461-475.
- Elliot, A. J., and McGregor, H. A. (2001). A 2x2 achievement goal framework. *Journal of personality and Social Psychology*, 80(3), 501-519.
- Embretson, S.E., and Reise, S.P.(2000). *Item response theory for psychologists*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associate, Inc.
- Enders, C. K. (2010). *Applied missing data analysis*. NY: The Guilford Press.
- Fairchild, A. J., Horst, S. J., Finney, S. J., and Barron, K. E. (2005). Evaluating existing and new validity evidence for the Academic Motivation Scale. *Contemporary Educational Psychology*, 30, 331-358.
- Ferrendo, P. J. (2012). Assessing inconsistent responding in e and n measures: An application of person-fit analysis in personality. *Personality and Individual Differences*, 52, 718-722.

- Finney, S. J., Pieper, S. L., and Barron, K. E. (2004). Examining the psychometric properties of the achievement goal questionnaire in a general academic context. *Educational and Psychological Measurement*, 64(2), 365-382.
- Forbes, D. (2015). *The science of why*. New York: Palgrave MacMillan.
- Franken, R. (1994). *Human motivation*. Pacific Grove, CA: Brooks/Cole.
- Freedman, J. L., Sears, D. O., and Carlsmith, J. M. (1993). *Sosyal psikoloji* (A. Dönmez, Çev.). Ankara: İmge.
- Gagne, M. (2014). *The Oxford handbook of work engagement, motivation, and self determination theory*. New York: Oxford University Press.
- Gelman, A., and Hill, J. (2007). *Data analysis using regression and multilevel/hierarchical models*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gibbons, R. D., and Hedeker, D. R. (1992). Full information item bifactor analysis. *Psychometrika*, 57(3), 423-436.
- Graham, J. W. (2012). *Missing data: Analysis and design*. New York: Springer Science, Business Media.
- Grolnick, W. S., Ryan, R. M., and Deci, E. L. (1991). Inner resources for school achievement: motivational mediators of children's perceptions of their parents. *Journal of Educational Psychology*, 83(4), 508-517.
- Gunnell, K. E., and Gaudreau, P. (2015). Testing a bi-factor model to disentangle general and specific factors of motivation in self-determination theory. *Personality and Individual Differences*, 81, 35-40.
- Hambleton, R. K., and Rovinelli, R.J. (1986). Assessing the dimensionality of a set of test items. *Applied Psychological Measurement*, 10, 287-302.
- Hambleton, R. K., and Swaminathan, H. (1983). *Fundamentals of item response theory*. Newbury Park, CA: Sage.
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. Oxford: Oxford University Press.
- Hattie, J. A. (1981). *Decision criteria for determining unidimensionality* (Doctoral dissertation). Retrieved from <https://macsphere.mcmaster.ca/>
- Howard, J. L., Gagne, M., and Bureau, J. S. (2017). Testing a continuum structure of self-determined motivation: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 143(12), 1346-137.

- Howard, J. L., Gagne, M., Morin, A. J. S., and Forest, J. (2016). Using bifactor exploratory structural equation modeling to test for a continuum structure of motivation. *Journal of Management*, 2-24.
- Immekus, J., and Imbrie, P. K. (2008). Dimensionality assessment using the full information item bifactor analysis for graded response data an illustration with the State Metacognitive Inventory. *Educational and Psychological Measurement*, 68(4), 695-709.
- Kalkan, Ö. K. ve Kelecioğlu, H. (2016). The effect of sample size on parametric and nonparametric factor analytical methods. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, 16(1), 153-171.
- Kang, T., and Chen, T. T. (2011). Performance of the generalized S- χ^2 item fit index for the graded gesponse godel. *Asia Pacific Educ. Rev.*, 12, 89-96.
- Karagüven, H. (2012). Akademik Motivasyon Ölçeğinin Türkçeye adaptasyonu. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, 12(4), 2599-2620.
- Karasar, N. (2005). *Bilimsel araştırma yöntemi: Kavramlar, ilkeler, teknikler*. Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. NY: The Guilford Press.
- Kusurkar, R. A., Ten Cate, T.J., Vos, C.M., Westers, P., and Croiset, G. (2013). How motivation affects academic performance: A structural equation modelling analysis. *Advances in Health Sciences Education*, 18, 57-69.
- Lai, E. (2011). *Motivation: a literature review*. USA: Pearson Research Report.
- Lee, S. (2007). *Structural equation modeling: A Bayesian approach*. England: John Wiley & Sons, Ltd.
- Lepper, M. R., Corpus J. H., and Iyengar, S. S. (2005). Intrinsic and extrinsic motivational orientations in the classroom: Age differences and academic correlates. *Journal of Educational Psychology*, 97(2), 184-196.
- Levine, M. V., and Drasgow, F. (1983). Appropriateness measurement: Validity studies and variable ability models. D. J. Weiss (Ed.). *New horizons in testing* (p. 109-131). New York: Academic Press.
- Levine, M. V., and Rubin, D. B. (1979). Measuring the appropriateness of multiple choice test scores. *Journal of Educational Statistics*, 4(4), 269-290.
- Li, Y., Jiao, H., and Lissitz, R. W. (2012). Applying multidimensional item response theory models in validating test dimensionality: An example of K-12 large scale science assessment. *Journal of Applied Testing Technology*, 13(2), 2-27.

- Ling, Y., Zhang, M., Locke, K. D., Li, G., and Li, Z. (2016) Examining the process of responding to circumplex scales of interpersonal values items: Should ideal point scoring methods be considered? *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 310-318.
- Litalien, D., Morin, A. J. S., Gagne, M., Vallerand, R. J., Losier, G. F., and Ryan, R. M. (2017). Evidence of a continuum structure of academic self-determination: A two-study test using a bifactor-ESEM representation of academic motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 51, 67-82.
- Liu, J. (2007). *Comparing multidimensional and unidimensional computer adaptive strategies in psychological and health assessment* (Doctoral dissertation). Retrieved from <http://d-scholarship.pitt.edu/>
- Lord, F. M. (1980). *Applications of item response theory to practical testing problems*. NJ: Lawrence Erlbaum.
- Lunenburg, F. C. (2011). Expectancy theory of motivation: motivating by altering expectations. *International Journal of Management, Business, and Administration*, 15(1), 1-6.
- Maslow, A. H. (1954). *Motivation and personality*. New York: Harper & Row Publishers.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- McKnight, P. E., McKnight, K. M., Sidan, S., and Figueredo, A. J. (2007). *Missing data: A gentle introduction*. NY: The Guilford Press.
- Meijer, R. R., and Baneke, J. J. (2004). Analyzing psychopathology items: A case for nonparametric item response theory modeling. *Psychological Methods*, 9, 354-368.
- Miller, B. J. (2007). *Unfolding analysis of the Academic Motivation Scale: A different approach to evaluating scale validity and Self-Determination Theory* (Doctoral dissertation). Available from ProQuest Dissertations and Theses database. (UMI No. 3256984).
- Nandakumar, R. (1994). Assessing dimensionality of a set of item responses: Comparison of different approaches. *Journal of Educational Measurement*, 31(1), 17-35.
- Nandakumar, R., and Stout, W. (1993). Refinements of Stout's procedure for assessing latent trait unidimensionality. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 18(1), 41-68.
- Nandakumar, R., Yu, F., Li, H., and Stout, W. (1998). Assessing unidimensionality of polytomous data. *Applied Psychological Measurement*, 22(2), 99-115.

- Onaran, O. (1981). *Çalışma yaşamında güdülenme kuramları*. Ankara: Sevinç Matbaası.
- Opdenakker, M. C., Maulana, R., and Den Brok, P. (2011). Teacher–student interpersonal relationships and academic motivation within one school year: developmental changes and linkage. *School Effectiveness and School Improvement*, 23(1), 95–119.
- Orlando, M., and Thissen, D. (2000). Likelihood-based item-fit indices for dichotomous item response theory models. *Applied Psychological Measurement*, 24, 50-64.
- Ostini, R., and Nering, M. L. (2006). *Polytomous item response theory models*. California: Sage Publications.
- Pelletier, L. G., Rocchi, M. A., Vallerand, R. J., Deci, E. D., and Ryan, R. M. (2013). Validation of the revised sport motivation scale (SMS-II). *Psychology of Sport and Exercise*, 14, 329-341.
- Periard, D. (2016). A bifactor model of burnout? *An item response theory analysis of the Maslach burnout inventory* (Doctoral dissertation). Retrieved from <https://corescholar.libraries.wright.edu/>
- Pintrich, P. R., and De Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology*, 82(1), 33-30.
- Quinn, H. O. (2014). *Bifactor models, explained common variance (ECV) and the usefulness of scores from unidimensional item response theory analyses*. (Master's thesis). Retrieved from <https://cdr.lib.unc.edu/>
- Radwan, N. (2005). *Comparison of ability estimates using unidimensional and multidimensional scoring models for dichotomously scored items* (Doctoral dissertation). University of Alberta, Canada.
- Reckase M. D, and McKinley, R. L. (1991) The discriminating power of items that measure more than one dimension. *Applied Psychological Measurement* 15, 361-373.
- Reckase, M. D. (1985). The difficulty of test items that measure more than one ability. *Applied Psychological Measurement*, 9(4), 401-412.
- Reckase, M. D. (1989). *The interpretation and application of multidimensional item response theory models, and computerized testing in the instructional environment*. Iowa: American College Testing Program.
- Reckase, M. D. (1990). *Unidimensional data from multidimensional tests and multidimensional data from unidimensional tests*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association.

- Reckase, M. D. (2009). *Multidimensional item response theory*. New York: Springer.
- Reeve, J., and Sickenius, B. (1994). Development and validation of brief measure of three psychological needs underlying intrinsic motivation: The AFS scales. *Educational and Psychological Measurement*, 54(2), 506-515.
- Reise, S. P. (1990). A comparison of item- and person-fit methods of assessing model-data fit in IRT. *Applied Psychological Measurement*, 14(2), 127-137.
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47, 667-696.
- Reise, S. P., and Revicki, D. A. (2015). *Handbook of item response theory modeling*. New York: Taylor & Francis Group.
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., and Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129-140.
- Reise, S. P., Moore, T. M., and Haviland, M. G. (2013). Applying unidimensional item response theory models to psychological data. K. F. Geisinger (Ed.). *APA handbook of testing and assessment in psychology*. Washington DC: APA.
- Reise, S. P., Morizot, J., and Hays, R. D. (2007). The role of the bifactor model in resolving dimensionality issues in health outcomes measures. *Qual Life Res*, 16, 19-31.
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., and Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26.
- Roberts, J. S. (1995). *Item response theory approaches to attitude measurement* (Doctoral dissertation). University of South Carolina, USA.
- Roberts, J. S., Donoghue, J. R., and Laughlin, J. E. (1999). *Estimating parameters in the generalized graded unfolding model: Sensitivity to the prior distribution assumption and the number of quadrature points used*. Paper presented at the Annual Meeting of the National Council on Measurement in Education
- Roberts, J. S., Donoghue, J. R., and Laughlin, J. E. (2000). A general item response theory model for unfolding unidimensional polytomous responses. *Applied Psychological Measurement*, 24(1), 3-32.
- Roberts, J. S., Laughlin, J. E., and Wedell, D. H. (1999). Validity issues in the Likert and Thurstone approaches to Attitude Measurement. *Educational And Psychological Measurement*, 59(2), 211-233.

- Roberts, J. S. (2016). Generalized graded unfolding model. W. J. van der Linden (Eds.). *Handbook of item response theory volume one: Models*. (pp. 369-393). FL: Taylor & Francis Group.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., and Haviland, M. G. (2016) Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures, *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237.
- Ryan, R. M., and Deci, E. L. (2000a). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 54-67.
- Ryan, R. M., and Deci, E. L. (2000b). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55(1), 68-78.
- Ryan, R. M., Rigby, C. S., and Przybylski, A. (2006). The motivational pull of video games: A self-determination theory approach. *Motiv Emot*, 30, 347–363.
- Ryan, R. M., and Connell, J. M. (1989). Perceived locus of causality and internalization: examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(5), 749-761.
- Ryan, R. M., Patrick, H., Deci, E. L., and Williams, C. (2008). Facilitating health behaviour change and its maintenance: Interventions based on Self Determination Theory. *The European Health Psychologist*, 10, 2-5.
- Schafer, J. L. (1997). *Analysis of incomplete multivariate data*. USA: Chapman & Hall/CRC.
- Schafer, J. L., and Graham, J. W. (2002). Missing data: Our view of the state of the art. *Psychological Methods*, 7(2), 147-177.
- Schunk, D. H., Meece, J. L., and Pintrich, P. R. (2014). *Motivation in education: Theory, research and applicatios*. New Jersey: Pearson Education, Inc.
- Sgammato, A. N. (2009). *An application of unfolding and cumulative item response theory models for noncognitive scaling: Examining the assumptions and applicability of the generalized graded unfolding model* (Doctoral dissertation). Retrieved from <https://cdr.lib.unc.edu/>
- Spector, P. E., Katwyk, P. T., Brannick, M. T., and Chen, P. Y. (1997). When two factors don't reflect two constructs: How item characteristic can produce artifactual factors. *Journal of Management*, 23(5), 659-677.

- Speer, A. B., Robie, C., and Christiansen, N. D. (2016). Effects of item type and estimation method on the accuracy of estimated personality trait scores: Polytomous item response theory models versus summated scoring. *Personality and Individual Differences*, 102, 41–45.
- Stark, S. (2001). [*MODFIT: A computer program for model-data fit*](#). Urbana Champaign, IL: University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Stark, S. E. (2002). *A New IRT Approach to Test Construction and Scoring Designed to Reduce The Effects Of Faking In Personality Assessment: The Generalized Graded Unfolding Model For Multi-Unidimensional Paired Comparison Responses* (Doctoral dissertation). University of Illinois at Urbana-Champaign, Urbana-Champaign, IL.
- Stipek, D. (1998). *Motivation to learn: From theory to practice*. Massachusetts: Allyn and Bacon.
- Stout, W. (1987). Nonparametric approach for assessing latent trait unidimensionality. *Psychometrika*, 52(4) , 589-617.
- Stout, W. F. (1989). A new item response theory modeling approach with applications to unidimensionality assessment and ability estimation. *Psychometrika*, 55, 293-325.
- Stout, W., Habing, B., Douglas, J., Kim, H. R., Roussos, L., and Zhang, J. (1996). Conditional covariance-based nonparametric multidimensionality assessment. *Applied Psychological Measurement*, 20(4), 331-354.
- Stout, W., Nandakumar, R., and Habing, B. (1996). Analysis of latent dimensionality of dichotomously and polytomously scored test data. *Psychometrika*, 23(1), 37-65.
- Studts, C. R. (2008). *Improving screening for externalizing behavior problems in very young children: Applications of item response theory to evaluate instruments in pediatric primary care* (Doctoral dissertation). Retrieved from <https://kb.osu.edu/>
- Sümer, N. (2000). Yapısal eşitlik modelleri: temel kavramlar ve örnek uygulamalar. *Türk Psikoloji Yazıları*, 3(6) 49-74.
- Svetina, D. (2012). Assessing dimensionality of noncompensatory multidimensional item response theory with complex structures. *Educational and Psychological Measurement*, 73(2) 312-338.
- Svetina, D., and Levy, R. (2012). An overview of software for conducting dimensionality assessment in multidimensional models. *Applied Psychological Measurement*, 36, 659-669.

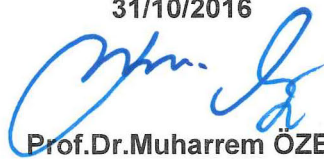
- Şimşek, Ö. F. (2007). *Yapısal eşitlik modellemesine giriş temel ilkeler ve LISREL uygulamaları*. Ankara: Ekinoks Yayınları.
- Tabachnick, B. G., and Fidel, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. MA: Allyn & Bacon, Inc.
- Tate, R. (2002). Test dimensionality. G. Tindal, and T. M. Haladyna (Ed.). *Validity, technical adequacy, and implementation* (p. 181-213). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Tate, R. (2003). A comparison of selected empirical methods for assessing the structure of responses to test items. *Applied Psychological Measurement*, 27, 159-203.
- Tay, L., and Drasgow, F. (2012). Theoretical, statistical, and substantive issues in the assessment of construct dimensionality: Accounting for the item response process. *Organizational Research Methods*, 15(3), 1-22.
- Tay, L., Drasgow, F., Rounds, J., and Williams, B. (2009). Fitting measurement models to vocational interest data: Are dominance models ideal? *Journal of Applied Psychology*, 94, 1287-1304.
- Tendeiro, J. N. (2016). The $l_{z(p)}$ person-fit statistic in an unfolding model context. *Applied Psychological Measurement*, 41(1), 44-59.
- Thissen, D., and Steingberg, L. (1986). A taxonomy of item response models. *Psychometrika*, 51(4), 567-577.
- Thissen, D., and Wainer, H. (2001). *Test scoring*. NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Ün-Açıkgöz, K. (1996). *Etkili Öğrenme ve Öğretme*. Ankara: Biliş Yayıncılık.
- Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., Blais, M. R., Brière, N. M., Senécal, C., and Vallières, E. F. (1993). On the assessment of intrinsic, extrinsic and amotivation in education: evidence on the concurrent and construct validity of the academic motivation scale. *Educational and Psychological Measurement*, 53, 159-172.
- Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., Blais, M. R., Brière, N. M., Senécal, C., and Vallières, E. F. (1992). The academic motivation scale: a measure of intrinsic, extrinsic and amotivation in education. *Educational and Psychological Measurement*, 52, 1003-1017.
- van der Linden, W. J., and Hambleton, R. K. (1997). *Handbook of modern item response theory*. New York: Springer.

- Van Schuur, W. H., and Kiers, H. A. L. (1994). Why factor analysis often is the incorrect model for analyzing bipolar concepts, and what model to use instead. *Applied Psychological Measurement*, 18(2), 97-110.
- Vansteenkiste, M., Lens, W., Deci, E. L. (2006). Intrinsic versus extrinsic goal contents in self-determination theory: Another look at the quality of academic motivation. *Educational Psychologist*, 41(1), 19-31.
- Viau, R. (2009). *Okulda motivasyon: Okulda güdülenme ve güdülenmeyi öğrenme*. (Y, Budak, Çev.). Ankara: Anı Yayıncılık.
- Walker, C. M., Azen, R., and Schmitt, T. A. (2006). Statistical versus substantive dimensionality: The effect of distributional differences on dimensionality assessment using DIMTEST. *Educational and Psychological Measurement*, 66(5), 721-738.
- Weekers, A. M. (2009). *Modeling typical performance measures* (Doctoral dissertation). Retrieved from <https://research.utwente.nl/>
- Weiner, B. (2000). Intrapersonal and Interpersonal Theories of Motivation from an Attributional Perspective. *Educational Psychology Review*, 12(1), 1-14.
- Yasuda, T. (2005). *Examination of checklist psychological data based on the cumulative and unfolding item response models* (Doctoral dissertation). Pennsylvania State University, Pennsylvania.
- Yavuz, G. Ve Doğan, N. (2015). Tek boyutluluğun analizinde kullanılan programların incelenmesi. *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi*, 6(2), 291-312.
- Yurt, E., ve Bozer, E. N. (2015). Akademik motivasyon ölçeğinin Türkçe'ye uyarlanması. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 14(3), 669-685.
- Zhang, B., and Walker, C. M. (2008). Impact of missing data on person-model fit and person trait estimation. *Applied Psychological Measurement*, 32(6), 466-479.
- Zhang, M. (2016). *Exploring dimensionality of scores for mixed-format tests* (Doctoral dissertation). Retrieved from <http://ir.uiowa.edu/>

EKLER**ANKARA ÜNİVERSİTESİ
ETİK KURULU
KARAR ÖRNEĞİ****Karar Tarihi : 31/10/2016****Toplantı Sayısı : 23****Karar Sayısı : 288**

288-Üniversitemiz Eğitim Bilimleri Fakültesi, Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Anabilim Dalında görevli **Arş.Gör.Seval Kula Kartal**'ın "Akademik Motivasyon Ölçeği Faktör Yapısının ve Madde Yanıtlama Süreçlerinin Monotonik ve Yaklaşım Modelleriyle İncelenmesi" başlıklı doktora tez çalışması ile ilgili 07/10/2016 tarihli "İnsan Üzerinde Yapılan Klinik Dışı Araştırmalar Başvuru Formu" Etik Kurulumuzca incelenmiştir.

Üniversitemiz Eğitim Bilimleri Fakültesi, Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Anabilim Dalında görevli **Arş.Gör.Seval Kula Kartal**'ın "Akademik Motivasyon Ölçeği Faktör Yapısının ve Madde Yanıtlama Süreçlerinin Monotonik ve Yaklaşım Modelleriyle İncelenmesi" başlıklı doktora tez çalışması ile ilgili çalışmanın araştırma protokolüne uyulması ve etik onay tarihinden itibaren geçerli olması koşuluyla uygulanmasının etik açıdan uygun olduğuna oy birliği ile karar verildi.

**ASLININ AYNIDIR
31/10/2016****Prof.Dr.Muharrem ÖZEN
Ankara Üniversitesi
Etik Kurulu Başkanı**

ÖZGEÇMİŞ

Adı ve Soyadı : Seval Kula Kartal

İletişim Bilgileri :

E-Posta Adresi : sevalk@pau.edu.tr

Öğrenim Durumu

Derece	Program	Üniversite	Yıl
Lisans	İngilizce Öğretmenliği	Orta Doğu Teknik Üniversitesi	2011
Yüksek Lisans	Ölçme ve Değerlendirme	Ankara Üniversitesi	2014
Doktora	Ölçme ve Değerlendirme	Ankara Üniversitesi	2018

Unvan	Görev Yeri	Yıl
Araştırma Görevlisi	Ankara Üniversitesi	2012-2018
Araştırma Görevlisi	Pamukkale Üniversitesi	2018