

**ANKARA ÜNİVERSİTESİ
EĞİTİM BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**EĞİTİM BİLİMLERİ ANABİLİM DALI
EĞİTİMDE ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME PROGRAMI**

**PISA 2015 FEN OKURYAZARLIĞI MADDELERİNİN
DEĞİŞEN MADDE FONKSİYONUNUN GİZİL SINIF
YAKLAŞIMI İLE İNCELENMESİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

ONURCAN CEYHAN

**ANKARA
ŞUBAT, 2020**



**ANKARA ÜNİVERSİTESİ
EĞİTİM BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**EĞİTİM BİLİMLERİ ANABİLİM DALI
EĞİTİMDE ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME PROGRAMI**

**PISA 2015 FEN OKURYAZARLIĞI MADDELERİNİN
DEĞİŞEN MADDE FONKSİYONUNUN GİZİL SINIF
YAKLAŞIMI İLE İNCELENMESİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

ONURCAN CEYHAN

DANIŞMAN: DOÇ. DR. HAMİDE DENİZ GÜLLEROĞLU

**ANKARA
ŞUBAT, 2020**

ONAY

Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü Müdürlüğüne,

Onurcan CEYHAN adlı öğrencinin hazırladığı “ PISA 2015 Fen Okuryazarlığı Maddelerinin Değişen Madde Fonksiyonunun Gizil Sınıf Yaklaşımı İle İncelenmesi” başlıklı bu çalışma Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı / Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Tezli Yüksek Lisans Programı’nda jüri üyelerince oy birliği ile **Yüksek Lisans Tezi** olarak kabul edilmiştir.

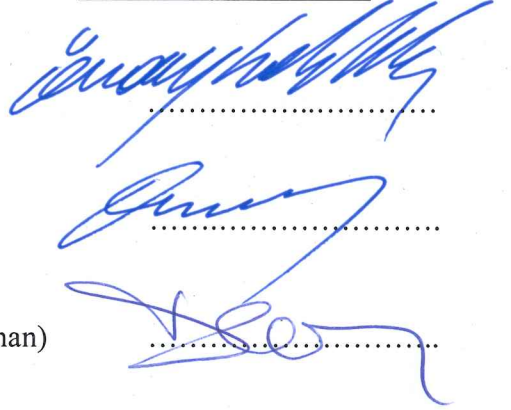
Jüri Üyeleri

Başkan: Prof. Dr. Ömay ÇOKLUK BÖKEOĞLU

Üye:Dr. Öğr. Üyesi Gizem UYUMAZ

Üye: Doç. Dr. Hamide Deniz GÜLLEROĞLU (Danışman)

İmza



ONAY

Bu tez Ankara Üniversitesi Lisansüstü Eğitim-Öğretim Yönetmeliği’nin ilgili maddeleri uyarınca jüri üyeleri tarafından 10/02/2020 tarihinde, Enstitü Yönetim Kurulunca __/__/2020 tarihinde kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Yasemin KEPENEKÇİ
Eğitim Bilimleri Enstitüsü Müdürü

ETİK İLKELERE UYGUNLUK BİLDİRİMİ

Tez içindeki bütün bilgileri akademik yazım kurallarına uygun biçimde raporlaştırdığımı ve bunları etik ilkelere (atıfta bulunulan tüm yapıtlara kaynaklarda yer verilmesi, tezde kullanılan bilgi ve belgelere resmi yollarla ulaşılması ve bunların aslı bozulmadan kullanılması vb.) uygun olarak elde ettiğimi ve sunduğumu bildiririm.

Onurcan CEYHAN

ÖZET

PISA 2015 FEN OKURYAZARLIĞI MADDELERİNİN DEĞİŞEN MADDE FONKSİYONUNUN GİZİL SINIF YAKLAŞIMI İLE İNCELENMESİ

CEYHAN, Onurcan

Yüksek Lisans Tezi, Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı

Tez Danışmanı: Doç. Dr. Hamide Deniz GÜLLEROĞLU

Şubat, 2020, xiii + 77 Sayfa

Bu çalışmanın amacı OECD tarafından her üç yılda bir gerçekleştirilen Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA) 2015 uygulamasının fen okuryazarlığı maddeleri arasından belirlenen 11 maddenin gizil sınıf yöntemi kullanılarak DMF açısından incelenmesidir. Yapılan ilk incelemelerde, yanıt örüntüsü, 506 kişilik Türkiye örneklemini için MTK'nın varsayımları olan tek boyutluluk, monotonluk ve yerel bağımsızlık varsayımlarını karşılamıştır. Yapılan kestirimler sonucunda, PISA 2015 fen maddelerinin iki gizil sınıflı Karma 2 PLM modele uygun olduğu sonucuna ulaşılmıştır. İki Gizil Sınıflı Karma 2 PLM temel alınarak analizler gerçekleştirilmiş ve yanıtlayıcıların yaklaşık %91'nin birinci gizil sınıfta %9'unun da ikinci gizil sınıfta yer aldığı belirlenmiştir. İki gizil sınıflı Karma 2 PLM temel alınarak yapılan DMF analizinde Madde 4'ün hem tek biçimli olmayan (TBO) hem de tek biçimli olan (TB) DMF gösterdiği belirlenmiştir. Madde 5, 6, 9 ve 11'in ise sadece TB DMF gösterdiği görülmüştür. Buna göre madde 4, 5, 6, 9 ve 11'in iki gizil sınıfta farklı fonksiyonlaştıkları görülmüştür. DMF içeren maddelerin gizil sınıfları açıklama gücünü incelemek amacıyla literatür taramasında DMF kaynağı olarak raporlanmış değişkenler kovaryant olarak ayrı ayrı modele dahil edilmiştir. Bu değişkenlerinden Cinsiyet, evdeki varlıklar, bilgi ve teknoloji iletişim kaynakları, fen öğretiminden zevk alma, okula ait hissetme değişkenleri bireylerin sınıflara atanma doğruluğu yükselmiştir. Dolayısıyla bu çalışmada kovaryant değişkenin gizil değişkenin bir yordayıcısı ya da önsel bilgi kaynağı olarak görev yaptığı sonucuna ulaşılmıştır. Kovaryant olarak eklenen “cinsiyet, evdeki varlıklar, bilgi ve teknoloji iletişim kaynakları, fen öğretiminden zevk alma, okula ait hissetme ve okuma

becerisi” gibi gözlenen deęişkenlerine göre DMF kaynaęı olarak belirlenmiř olup, bunların gizil sınıfları açıklamada yetersiz kaldıęı bulunmuřtur.

Anahtar Kelimeler: PISA, deęiřen madde fonksiyonu, gizil sınıf yaklařımı, kovaryant, karma madde tepki kuramı



ABSTRACT

ANALYSIS ON DIFFERENTIAL ITEM FUNCTIONING OF PISA 2015 SCIENCE LITERATURE QUESTIONARY

CEYHAN, Onurcan

Master Degree, Department of Educational Sciences

Supervisor: Doç. Dr. Hamide Deniz GÜLLEROĞLU

February, 2020, xiii + 77 Page

The aim of this study is to investigate the 11 items identified from the science literacy items of the International Student Assessment Program (PISA) 2015, which is carried out by the OECD every three years, using the latent class method for DIF. PISA 2015 scientific literacy test, 11 items investigated for the dimensionality, monotony and meet local independence assumptions of the IRT. As a result of the estimations made with IRT and Mixed IRT models, PISA 2015 science items were found to be suitable for two latent class mixed 2PL models. Analyses were conducted based on the mixed IRT 2 latent class 2PLM model and it was found that approximately 91% of the respondents were in the first latent class and 9% were in the second latent class. In the DMF analysis based on the mixed MTK 2 latent class 2PLM model, item 4 showed both non-uniform and uniform DMF. Accordingly, items 4,5,6,9 and 11 were found to function differently in two latent classes. Gender, home possessions, information and technology communication resources, enjoyment of science, sense of belonging to school variables were included in the model as covariant variables, and the accuracy of assigning individuals to classes increased. Therefore, in this study, it was concluded that the covariant variable served as a predictor or source of prior knowledge of the latent variable.

According to the observed variables such as “gender, assets in the home, information and technology communication resources, enjoyment of science education, feeling of belonging to school and reading skills” added as covariant, they were found to be a source of DMF and were found to be insufficient to explain the latent classes. This shows that individuals are divided into latent classes in their reactions to science literacy items with the effect of a different dimension than these variables. Again, this study

showed that if the DMF source based on the observed variable has a weak relationship with the latent variable, it does not significantly affect the validity of the test results.

Keywords: PISA, differential item functioning, latent class method, covariate, mixed item response theory



ÖNSÖZ

Tez çalışmam ve ders dönemimde desteğini üstümden esirgemeyen sabırla ve özveriyle benim yanımda duran, değerli tez danışmanım Doç. Dr. Hamide Deniz GÜLLEROĞLU'na,

Yüksek lisans süresince bütün defolarıma rağmen beni dinleyen, yüksek lisansımın her anında bana katkı sunan (sadece ölçme değerlendirme değil, eğitim nedir? Biz neler yapıyoruz ve daha da önemlisi neler yapmalıyız anlatan) değerli hocalarım, Prof. Dr. Ömay ÇOKLUK BÖKEOĞLU'na, Prof. Dr. Nükhet ÇIKRIKÇI DEMİRTAŞLI'ya, Doç. Dr. Ergül DEMİR, Prof Dr. F. Dilek GÖZÜTOK'a ve Doç. Dr. Celal Deha DOĞAN'a,

Tez jürime Giresun'dan gelen (kar, kış, sis'e aldırmadan), değerli geri dönüşleriyle tezimin gelişimine katkı sunan, değerli hocam Gizem UYUMAZ'a

Yüksek Lisans sürecim boyunca Artvin, Aksaray, İstanbul ve Ankara'da çalışmama rağmen tez süresince desteklerini her zaman sunan TEGV ve IBC (Duygu FENDAL'ı anmadan olmaz) ailelerine (İyi ki Sivil Toplum çalışıyorum),

Daha önce tanışmamıza rağmen yüksek lisans sürecinde daha yakından tanıma fırsatı bulduğum, bana tez süresince yoldaşlık yapan, her bilgiyi hiç ikiletmeden paylaşan, değerli dostum Seda Polat'a,

Sekiz senelik ev arkadaşlığımızın yanında sürekli bana can yoldaşlığı yapan süreç boyunca kapısını açan nikâh şahidim:) Eray ŞİMŞEK'e

Süreç boyunca ne zaman arasam cevap bulduğum, ne zaman başım sıkışsa sorun değil çözüm sunan, tez çalışmamın şekillenmesinde ve hayata geçmesinde müthiş desteklerini gösteren ve ölçme değerlendirmeyi hayatımın ortasına koyan değerli hocam Dr. Gözde SIRGANCI'ya (sabrı için Michael Aaron OGDEN'e),

Hayatım boyunca desteklerini benden esirgemeyen, bu günlere gelmemde sonsuz katkıları bulunan Annem-Babam Ayşe CEYHAN'a, beni her zaman anlayan ve her başım sıkıştığında! Aklıma ilk gelen kardeşim Hazal CEYHAN' a,

Yüksek lisans sürecinde bana her dakika destek olan, bütün uçak biletleri, bavullar, çaylar, kahveler ama daha da önemlisi her saniyesinde tezimi yapabileceğime inandıran sevgili eşim, yol arkadaşım Başak GÜRER CEYHAN'a (ve tabiki Emine GÜRER, Osman Cengiz GÜRER ve Kerem GÜRER'e) şükranlarımı sunarım.

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ETİK İLKELERE UYGUNLUK BİLDİRİMİ.....	iii
ÖZET.....	iv
ABSTRACT	vi
ÖNSÖZ.....	viii
İÇİNDEKİLER.....	ix
TABLolar DİZİNİ	xi
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	xii
KISALTMALAR/SİMGELER	xiii
BÖLÜM 1.....	1
GİRİŞ.....	1
Problem Durumu	1
Amaç	5
Önem.....	5
Sayıtlılar.....	7
Sınırlılıklar.....	7
BÖLÜM 2.....	8
KAVRAMSAL ÇERÇEVE	8
Madde Yanlılığı	8
Değişen Madde Fonksiyonu	9
Mantel-Haenszel Yöntemi	11
Madde Tepki Kuramı.....	12
Gizil Sınıf Yöntemi.....	14
Karma Madde Tepki Kuramı Modelleri	17
Karma Madde Tepki Kuramı Modellerine Kovaryant Değişkeninin İlave Edilmesi.....	19
Karma Madde Tepki Kuramı Modellerinin Kestirimi	21
İlgili Araştırmalar	22
Değişen Madde Fonksiyonu Belirleme İle İlgili Araştırmalar	22
Gizil Sınıf Yöntemi Kullanılarak Yapılan Değişen Madde Fonksiyonu Belirleme Çalışmaları	25
YÖNTEM.....	27
Araştırmanın Modeli.....	27
Evren ve Örneklem	27

Verilerin Elde Edilmesi ve Toplanması.....	30
Verilerin Çözümlemesi.....	31
Verilerin Hazırlanması.....	31
Varsayımların İncelenmesi	31
Doğrulayıcı Faktör Analizi.	32
Kayıp Veri	32
Uç Değer.....	32
Normallik.....	32
Çoklu Bağlantılılık ve Tekillik.....	33
Doğrusallık.	34
Araştırma Sorularına İlişkin Analizler.....	37
BULGULAR VE YORUMLAR.....	38
Birinci Araştırma Sorusuna İlişkin Bulgular ve Yorum.....	38
İkinci Araştırma Sorusuna İlişkin Bulgular ve Yorum.....	39
Üçüncü Araştırma Sorusuna İlişkin Bulgular ve Yorum.....	41
Dördüncü Araştırma Sorusuna İlişkin Bulgular ve Yorum	42
Beşinci Araştırma Sorusuna İlişkin Bulgular ve Yorum	49
SONUÇ VE ÖNERİLER	51
Sonuçlar	51
Öneriler	53
KAYNAKLAR.....	54
EKLER	65
BENZERLİK BİLDİRİMİ	76
ÖZGEÇMİŞ.....	77

TABLolar DİZİNİ

Tablo	Sayfa
Tablo 1. Gözlenen Puan ve Gizil Değişkene Göre DMF Belirleme Yöntemleri	10
Tablo 2. Mantel-Haenszel yöntemi Veri Seti Örneği	11
Tablo 3. PISA 2015 Türkiye Evren ve Tezde Kullanılan Örneklemenin Cinsiyet, Sınıf, Okul Türü ve Bölgelere Göre Dağılımı (Frekans ve Yüzdeleri)	29
Tablo 4. Tolerans, VIF ve CI değerleri.....	34
Tablo 5. Standartlaştırılmış faktör yükleri ve t değerleri.....	35
Tablo 6. Fen Okuryazarlığı Testi Uyum İyiliği Değerleri	35
Tablo 7. AIC, BIC Df ve LL Değerleri	38
Tablo 8. Yanıtlayıcıların Gizil Sınıflara Dağılımı	40
Tablo 9. Gizil Sınıflara göre maddelerin DMF analiz sonuçları	41
Tablo 10. PISA 2015 Değişkenlerinin MH Analizi Sonuçları	42
Tablo 11. Karma 2PLM-K'nın sınıflama doğruluğu ve kovaryantın gizil sınıflardaki dağılımı.....	46
Tablo 12. K-2PLM ile K-2PLM- Kovaryant Arasındaki Korelasyon Değerleri	50

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil	Sayfa
Şekil 1. m_i^2 ve χ_i^2 saçılım grafiği	33
Şekil 2. Madde Karakteristik Eğrileri	36
Şekil 3. GS-1 Sınıflama Oranı Kernel Yoğunluk Fonksiyonu	39
Şekil 4. GS-2 Sınıflama Oranı Kernel Yoğunluk Fonksiyonu	40



KISALTMALAR/SİMGELER

ABİDE	Akademik Becerilerin İzlenmesi ve Değerlendirilmesi
ÇGDFA	Çoklu Grup Doğrulayıcı Faktör Analizi
DMF	Değişen Madde Fonksiyonu
GADM	Genelleştirilmiş Aşamalı Doğrusal Modelleme
GS	Gizil Sınıf
ICLS	Information and Computer Literacy Study
KTK	Klasik Test Kuramı
K-MTK	Karma Madde Tepki Kuramı
MTK	Madde Tepki Kuramı
OECD	İktisadi İşbirliği ve Gelişme Teşkilatı
PIAAC	Program for the International Assessment of Adult Competencies
PIRLS	Uluslararası Okuma Becerileri Projesi
PISA	Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı
PLM	Parametrelili Lojistik Model
TEDS-M	Teacher Education and Development Study in Mathematics
TIMSS	Uluslararası Matematik ve Fen Eğilimleri Araştırması

BÖLÜM 1

GİRİŞ

Bu bölümde araştırmanın problem durumu açıklanmış, amana, önemine, varsayımlarına ve sınırlılıklarına yer verilmiştir.

Problem Durumu

Günümüzde yaygın bir şekilde uygulanmakta olan geniş ölçekli testler, ülkelerin eğitim planlamalarında ve hesap verebilirliklerinde önemli bir role sahiptir. Bu uygulamalar, ülkelerin kendi politikalarını oluşturmalarına ya da uygulanan politikaları devam ettirme gibi önemli kararların verilebilmesine olanak sağlamaktadır. Geniş ölçekli testler kırsal bölgesel, ulusal veya uluslararası düzeyde belirlenmiş standartlar dâhilinde hazırlanarak, geniş bir öğrenci kitlesi üzerinde uygulanan testlerdir

(Simon, Ercikan ve Rousseau, 2013). Kirsch, Lennon, Davier, Gonzalez, von Davier ve Yamamoto (2013) ise geniş ölçekli testleri “belirli bir alandaki bilgi ve beceriyi ölçen davranışları belirlemek amacıyla yapılan araştırmalarda kullanılan araçlardır” biçiminde tanımlamışlardır. Geniş ölçekli başarı testleri ise genel olarak farklı sınıf düzeyi ve/veya ders alanlarında saptanmış olan bilgi ve becerileri içeren ve birden fazla alt testten ya da boyuttan oluşan başarı testlerini ifade etmektedir (Çakan, 2003).

Geniş ölçekli testlerdeki öncelikli amaçlar; okullarda verilen eğitimin kalitesini izlemek, öğrencilerin bilgi ve becerilerini okulda ve günlük yaşam içerisinde ne kadar kullanabildiklerini saptamaktır. Bu testlerde elde edilen sonuçlar, ayrıca, eğitim programlarının değerlendirilmesi, ihtiyaç alanlarının belirlenmesi ve başarısızlık nedenlerinin saptanması amacıyla da kullanılmaktadır (Çakan, 2003). Geniş ölçekli testlere örnek olarak; ABİDE (Akademik Becerilerin İzlenmesi ve Değerlendirilmesi), PISA (Programme for International Student Assessment), TIMSS (Trends in International Mathematics and Science Study), PIRLS (Progress in International Reading Literacy Study), ICLS (Information and Computer Literacy Study), TEDS-M (Teacher Education and Development Study in Mathematics), PIAAC (Program for the International Assessment of Adult Competencies) gibi testler verilebilir.

Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı – OECD (Organization of Economic Cooperation and Development) tarafından finanse edilen Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA) birçok ülkede uygulanan geniş ölçekli testlerden biridir. Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA), bireylerin öğrendiği bilgileri kullanma, yaşama aktarma ve yeni durumlara uyarlama amaçları doğrultusunda şekillenmekte olan eğitimin işlevini ölçmek ve değerlendirmek amacıyla yapılmaktadır (Taş, Arıcı, Ozarkan ve Özgürlük, 2016). Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA) uygulaması, zorunlu eğitimin sonuna yaklaşmış veya zorunlu eğitimi tamamlamış olan öğrencilerin, toplumsal yaşama etkin ve üretken bir şekilde katılımı için temel yeterlik düzeylerine sahip olma derecelerini değerlendirmeye olanak sağlamaktadır. Başka bir deyişle PISA, hedef kitlesi zorunlu eğitimin sonuna yaklaşmış veya zorunlu eğitimi tamamlamış olan 15 yaş grubu öğrencilere yönelik hazırlanan ve bu öğrencilerin okulda edindikleri bilgi ve becerileri günlük yaşam içerisinde karşılaşılabilecekleri durumlar karşısında ne derece kullandıklarını belirlemeye yönelik uluslararası düzeyde yapılan bir araştırmadır (Özmuş, 2013).

Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA)'da, öğrencilerin beceri ve yeteneklerinin ölçülmesi amacıyla üç temel alan belirlenmiştir. Bu temel alanlar matematik okuryazarlığı, fen okuryazarlığı ve okuma becerileridir. Görüldüğü üzere PISA araştırmaları temelde “okuryazarlık” kavramı üzerinden kurgulanmıştır.

Okuryazarlık kavramı, öğrencilerin temel konu alanlarındaki çeşitli durumlarda karşılaştıkları problemleri tanımlarken, yorumlarken ve çözerken, bilgi ve becerilerini kullanma, analiz etme, mantıksal çıkarımlar yapma ve etkili iletişim kurma yeterlilikleri olarak ifade edilmektedir (Taş ve diğerleri, 2016).

Her üç senede bir uygulanan PISA, ilk kez 2000 yılında gerçekleştirilmiş olup her uygulamada ağırlıklı bir alan belirlenmiştir. Bu ağırlıklı alanlar 2000 yılında okuma, 2003 yılında matematik okuryazarlığı, 2006 yılında ise fen okuryazarlığıdır. 2009 yılından itibaren aynı temel alan döngüsüyle uygulamalar devam ettirilmiştir. 2015 yılında ise PISA fen okuryazarlığına odaklanmıştır (MEB, 2016).

Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA), öğrenme çıktılarını belirlemenin yanı sıra, toplumdaki eşitlik boyutunu da inceleyerek, bireyin sosyo-ekonomik düzeyinin, aldığı eğitimin niteliğini ne ölçüde etkilediğini sorgulamaktadır (Özmuş, 2013). Bu ve bunun gibi eğitimi etkilediği düşünülen faktörler PISA'da yer alan anketler aracılığı ile incelenmektedir. Anketler, PISA'nın önemli bir parçasıdır ve test sonuçlarının geliştirilmesini sağlayan değerli bilgiler sunar. PISA'da öğrenci ve okul

anketlerine tüm ülkeler katılmasına rağmen öğretmen anketi, bilgi ve iletişim teknolojileri anketi, eğitim kariyeri anketi ve ebeveyn anketi gibi diğer anketlere katılmak ülkelerin tercihinine bağlıdır (Zopluoğlu, 2014).

Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA)'nın diğer geniş ölçekli testler gibi birçok kültürde uygulanması farklı kültürlerde eşdeğerliğini tartışmalı hale getirmektedir. Bu ölçeklerde kullanılan her bir maddenin bir kültürdeki bireyler için verdiği anlam ile diğer kültürlerdeki bireyler için verdiği anlam aynı olmalıdır (Hidalgo ve Lopez-Pina, 2004). Bu sebeple farklı kültürler üzerinde uygulanan bu tip geniş ölçekli testlerin eşdeğerliliğinin sağlanması temel sayıltıdır (Gierl, 2000).

Ölçme sonuçlarına dayanarak verilen kararların isabetliliği, uygulamaların geçerliği ve güvenilirliği ile yakından ilişkilidir (Yalçın, 2018). Güvenirliğin ön koşulu geçerliktir, geçerlik olmadığı müddetçe ölçme sonuçları anlamsızdır (Zumbo, 1999), dolayısıyla geçerliği sağlanmamış herhangi bir ölçme aracının güvenilirliğinden söz etmek de mümkün değildir. Farklı kültürlerde ve dillerde yapılan bu tür çalışmaların geçerliğine ilişkin kanıt toplamak önemlidir.

Geçerlik, bir testte, o testle ölçülmek istenenin (değişkenin) başka değişkenlerle karıştırılmamasıdır (Thorndike ve Hagen, 1962). Geçerliğin bu tanımının temelinde aynı yetenek düzeyindeki katılımcıların var olan testten aynı sonuçları alması beklentisi yatmaktadır. Ancak, test puanlarını katılımcıların cinsiyet, yaş, kültürel farklılık, köken, sosyo-ekonomik düzey gibi değişkenler de etkilemektedir. Bu durum, testlerde geçerlik sorununu ortaya çıkarmaktadır. Geçerliğin 5 ana kaynağı vardır. Bunlar testin içeriği, yanıt süreçleri, içyapı, diğer değişkenlerle ilişkiler ve test sonuçlarıdır (AERA, 2014). Bu kaynaklar aynı zamanda yapı geçerliğinin de temelini oluşturmaktadır (Messick, 1989). Bir testin yapı geçerliğini belirlemek için incelemelerin yapılması gerekmektedir. Özellikle sosyal farklılıkların etkisi ile bu etkilerin sonuçlarının minimum düzeyde tutulması gerekmektedir (Finch ve French, 2018). Sosyal farklılıkların oluşturduğu yanlılığın önlenmesi, yapı geçerliğini sağlamak açısından önemlidir. Dolayısıyla yanlılık, geçerliğin önemli bir ölçütü olarak kabul edilmektedir (Mellor, 1995).

Geniş ölçekli sınavlarda gerçek bilgi ve beceri farkı ölçülmek istendiği için, madde yanlılığı ilk incelenmesi gereken bir ön şart olarak karşımıza çıkmaktadır. Clauser ve Mazor, (1998) madde yanlılığını geçerliğe yönelik en önemli tehditlerden biri olarak belirtmiştir. Madde yanlılığı çalışmaları sadece sistematik farklılıkları belirlemenin dışında, bu farklılığın nedenlerinin de ortaya çıkarılmasına olanak sağlamaktadır (Finch ve French, 2018). Farklılığın nedenlerini ortaya koymadan önce maddelerin yanlılık

potansiyeli içerip içermediğinin değişen madde fonksiyonu (DMF) analizi ile araştırılması gerekmektedir. (McAllister, 1993).

Değişen madde fonksiyonu analizleri genellikle cinsiyet, etnik köken, ülke gibi gözlenen bir değişkenin gruplarının karşılaştırılmasına dayanmaktadır (Holland ve Wainer, 1993; Thissen, Steinberg ve Wainer, 1988). Ancak bu analizler ile DMF'nin kaynağını açıklamak güçtür. Ackerman (1992) bireylerin test alma hızı, problem çözme stratejisi gibi bir takım bilişsel özelliklerinin DMF'nin asıl kaynağı olabileceğini dile getirmiştir. Bu sebep ile gizil özelliklere dayalı DMF belirleme yöntemleri de gündeme gelmiştir.

Son yıllarda başarı dışında bireylerin bilişsel ve psiko-sosyal farklılıklarının da incelenmesine ağırlık verilmiştir. Bu tip çalışmaların artmasıyla beraber DMF kaynakları tartışma konusu haline gelmiş hatta DMF'lerin kaynağının gizil yapılar olabileceği öne sürülmüştür (Zumbo ve Gelin, 2005). Bu tartışmanın asıl sebebi ise veri setlerinin heterojen olabileceği ve DMF'nin gerçek kaynağının göz ardı edilebileceğidir. Geleneksel yaklaşımda DMF gözlenen değişkenler kullanılarak belirlendiğinden, alt gruplarda yer alan katılımcıların “kendi içinde homojen, gruplar arasında ise heterojen olduğu” varsayımı ihlal edilmiş olur (DeAyala, Kim, Stapleton ve Dayton 2002). Yapılan istatistiki çalışmaların güçlü ve hatasız olması için heterojen olan veri setinin homojen alt gruplara bölünmesi gerekir (Kayrı, 2007). Homojen alt grupların oluşturulabilmesi için ise gizil sınıflara göre DMF belirleme yöntemi kullanılabilir.

PISA uygulamalarının DMF analizlerinin genellikle gözlenen bir değişken temel alınarak yapıldığı ve buna göre DMF içeren maddelerin belirlendiği görülmektedir. Aynı zamanda bu çalışmaların bazılarında DMF'nin kaynağının, uzman görüşleri doğrultusunda ele alınan gruplama değişkeninin dışında başka bir değişkenden kaynaklı olabileceği de belirtilmiştir. DMF'nin olası kaynaklarının araştırıldığı birçok çalışmada, gözlenen değişkenlerle DMF belirleme çalışmaları sonucunda DMF kaynağı olduğu düşünülen değişkenlerin, gizil sınıf analizine dayalı yöntemlerde aslında DMF'nin bir kaynağı olmadıkları belirlenmiştir (Ackerman, 1992; Cohen ve Bolt, 2005; Maij-de Meij, Kelderman ve van der Flier, 2010; Samuelsen, 2005).

PISA uygulaması vasıtasıyla öğrencilerin okuma becerileri ile fen ve matematik okuryazarlıklarının yanı sıra öğrenci başarısını etkileyebileceği düşünülen demografik bilgiler, sosyoekonomik ve sosyokültürel altyapıları, eğitim geçmişleri, öğrenme stratejileri, tutumları, güdüler, öz yeterlikleri gibi birçok değişken için veri toplanmaktadır. Bu verileri toplamaktaki amaçlardan biri de öğrencilerin başarısını

etkileyen faktörleri incelemektir. Bir testte DMF varlığı test geçerliğini düşürebilecek en önemli tehdittir. Geniş ölçekli sınavlardan elde edilen bu tip veriler olası DMF kaynaklarının belirlenmesi açısından önemlidir. Gözlenen bir değişkene dayalı yapılan DMF analizlerinde DMF'nin asıl kaynağı gözden kaçırılabilir. Bu sebeple gizil sınıf yöntemine dayalı DMF belirleme, olası DMF kaynaklarının daha hatasız belirlenmesini sağlayacaktır.

Alanyazın incelendiğinde, PISA ölçme araçlarının gizil sınıf yaklaşımına dayalı DMF analizlerinin yapıldığı çalışmaların görece daha az sayıda olduğu görülmektedir. Yukarıda belirtildiği gibi PISA, eğitimde geniş yelpazede kullanılan geniş ölçekli bir uygulamadır. Dolayısıyla PISA'nın ölçme araçlarının geçerliğinin ortaya konması önemlidir. Bu araştırmanın problemini PISA 2015 fen okuryazarlığı test maddelerinin gizil sınıf yaklaşımı ile değişen madde fonksiyonunun belirlenmesi oluşturmaktadır.

Amaç

Bu çalışmanın amacını PISA 2015 Türkiye örnekleminde, fen okuryazarlığı yanıt örüntüsünün hangi MTK modeliyle uyumlu olduğunun belirlenerek, bu modele uygun DMF analizinin yapılmasıdır. Bu amaçla aşağıdaki araştırma sorularına yanıt aranmıştır.

1. PISA 2015 fen okuryazarlığı yanıt örüntüsü hangi MTK modeli (Rasch, 1PL, 2PL, 3PL, K-MTK) ile uyumludur?
2. PISA 2015 fen okuryazarlığı yanıt örüntüsünün belirlenen MTK modeline göre kestirim iyiliği nasıldır?
3. PISA 2015 fen okuryazarlığı yanıt örüntüsünün belirlenen MTK modeline göre yapılan DMF analizine göre, DMF gösteren maddeleri hangileridir?
4. Belirlenen MTK modeli ile belirlenen gizil sınıflar arasında DMF gösteren fen okuryazarlığı maddelerinin olası DMF kaynakları nelerdir?
5. Kovaryantın eklendiği belirlenen MTK modeli ile bu modele göre kestirilen yetenek parametreleri arasındaki ilişki nasıldır?

Önem

PISA 2015, Türkiye ve diğer tüm katılımcı ülkelerin fen alanında başarı sıralamasını göstermenin yanı sıra, uygulanan anketler ve yapılacak ileri çalışmalar ile

başarı ya da başarısızlığın tüm detaylarını irdeleyebilecekleri bir alan yaratmaktadır. Bu tip geniş ölçekli sınavlarda DMF'nin belirlenmesi, sınav sonuçlarının geçerliği hakkında alanyazına katkı sağlamaktadır. Aynı zamanda belirlenen DMF kaynakları eğitim politikalarını belirleyen kişiler için bir yol haritası oluşturacak, eğitim programları, öğrencilerin gelişmesi gereken alt alanlar, eğitici ve yöneticilerin yeterlilikleri, yapılacak hizmet içi eğitimlerin türleri ve çeşitlendirilmesi, eğitim altyapısının sistematik bir şekilde kurgulanması gibi toplumun bütün paydaşlarını ilgilendiren konularda doğru ve güvenilir kararların alınmasına katkı sağlayacaktır.

Bu araştırmanın geleneksel yöntemlerle yapılan DMF belirleme çalışmalarından farkı gizil sınıf yaklaşımına dayalı karma yöntemle gizil sınıfların belirlenmesi ve DMF'nin gerçek kaynağının araştırılmasıdır. Ulusal alanyazında yapılan DMF kaynağı belirleme çalışmalarında genellikle geleneksel yöntemler tercih edilmiştir (Başusta, 2013; Uzun ve Gelbal, 2017; Öğretmen, 1995; Şaşmazel, 2006; Yıldırım ve Berberoğlu, 2009). Fakat son yıllarda DMF çalışmalarının artmasıyla beraber geleneksel yöntemler yerini karma yöntemlere bırakmıştır (Bilir, 2009; Dai, 2013; Cohen ve Bolt, 2005; Li, 2014; Sırgancı, 2019;). Özellikle geleneksel yöntemlerin DMF saptamada alt gruplardaki homojen dağılımı sağlayamaması, belirlenen olası DMF kaynaklarının da doğruluğunu şüpheli hale getirmiştir. Gizil sınıf yaklaşımına dayalı karma yöntemle beraber homojen alt grupların oluşması DMF'nin gerçek kaynaklarını bulmak için araştırmacılara büyük bir avantaj sağlamıştır.

Bu çalışma, PISA 2015 fen okuryazarlığı maddelerinin olası DMF kaynaklarının gizil sınıf yaklaşımını kullanarak ortaya konması; test geliştiricilerin ve uygulayıcıların DMF kaynaklarını göz önünde bulundurmalarına olanak sağlaması açısından önemlidir. Belirlenecek DMF kaynakları ciddi bütçelerin ayrıldığı fen eğitimi alanında yapılacak olan yatırımların bilimsel temeller üzerine kurgulanmasına ve verimli şekilde kullanılmasına olanak sağlayacaktır. Yine ulusal alanyazında PISA ölçme araçlarının gizil sınıf yaklaşımına dayalı DMF analizlerinin yapıldığı çalışmalar kısıtlıdır. Yapılacak olan bu çalışma bundan sonra gizil sınıf yöntemiyle DMF çalışacak olan araştırmacılar için önemli bir kaynak niteliği de taşıyacaktır.

Sayıltı

Bu arařtırmada, teste ve anketlere katılan ğrencilerin ve okul yetkililerinin verdiėi cevapların gereėi yansıttıėı varsayılmıřtır.

Sınırlılık

Bu arařtırmada, ařarı testinde 0-1-2 olarak puanlanan maddeler ve ğrenci anketinde llen deėiřkenlerden alınan puanlar 0-1 puanlamasına dnřtrlmřtr.



BÖLÜM 2

KAVRAMSAL ÇERÇEVE

Araştırmanın bu bölümünde araştırma konusu olan değişen madde fonksiyonu ve gizil sınıf yöntemi ile ilgili kavramsal bilgiler verilmiş, alanyazında bulunan konu ile ilgili çalışmalar özetlenmiştir.

Madde Yanlılığı

Yanlılık genel olarak, test maddelerinin ve/veya amaca uygun olmayan test koşullarının aynı yetenek düzeyindeki bireyler için maddeyi doğru yanıtlama olasılığının farklılaşması olarak tanımlanabilir (Zumbo, 1999). Yanlılık, testin doğasında var olup gerçekçi ve objektif ölçmeyi sistematik olarak etkileyen bir faktör olarak karşımıza çıkmaktadır. Buradaki kilit kelime sistematiktir. Hatanın sistematik olarak gerçekleşmesi ile bir yanıtlayıcı grubu test almada avantajlı ya da dezavantajlı hale gelebilir, bu durum da test ya da anket için geçerlik sorununa sebep olabilir (Cohen, Swerdlik ve Sturzman, 2013). Aynı yetenek düzeyine sahip bireylerin bir maddeye doğru cevap verme olasılığının değişmesinin iki temel kaynağı vardır. Bunlar, madde yanlılığı veya gerçek bilgi, beceri vb. farklılığıdır (Doğan ve Öğretmen, 2008).

Gerçek bilgi ve beceri farkı zaten ölçülmek istenen durum olduğundan, madde yanlılığı ilk incelenmesi gereken durum olarak karşımıza çıkmaktadır. Madde yanlılığı aynı zamanda geçerliğe yönelik en önemli tehditlerden biridir (Clauser ve Mazor, 1998). Madde yanlılığı çalışmaları sadece sistematik farklılıkları belirlemenin dışında, bu farklılığın nedenlerinin de ortaya çıkarılmasına olanak sağlamaktadır (Finch ve French, 2018). Farklılığın nedenlerini ortaya koymadan önce maddelerin yanlı olup olmadığının değişen madde fonksiyonu (DMF) analizleri ile araştırılması gerekmektedir. Böylece potansiyel madde yanlılıkları da belirlenebilecektir (McAllister, 1993).

Değişen Madde Fonksiyonu

DMF, birçok kaynakta farklı tanınmasına rağmen, “aynı yetenek düzeyinde olan, fakat cinsiyet, sosyoekonomik düzey, etnik köken, inanç vb. gibi farklı gruplardan gelen bireylerin, test maddelerine doğru cevap verme olasılıklarının değişmesi” olarak tanımlanabilir (Adams ve Rowe, 1988; Devine ve Raju, 1982 Osterlind, 1983; Lim ve Drasgow, 1990; Shepard, Camilli ve Williams, 1985). Değişen madde fonksiyonu bireylerin aynı yetenek düzeyinde olmasına rağmen maddeyi doğru olarak cevaplandırma olasılığındaki farklılaşma olarak da tanımlanmaktadır (Clauser ve Mazor, 1998). Bu tanımdan yola çıkarak maddenin aynı yetenek düzeyindeki iki gruptan birine zor, diğerine kolay gelmesi değişen madde fonksiyonunun bir göstergesi olacaktır. Bu sebeple ölçüm sonuçları, katılımcının yetenek düzeyi ile beraber herhangi bir gruba ait olup olmaması ile de ilişkili olacaktır. Bu durum ölçmeye hatanın karıştığına da bir göstergesidir (Osterlind, 1983). Eğitimsel ve psikolojik araçlar kullanılarak ölçüm yapılan kitlede bulunan katılımcının, yine bu kitledeki durumunu adil, karşılaştırılabilir ve bireyler hakkında kesin hükümlere varabileceğimiz şekilde belirlemek için DMF’nin belirlenmesi gerekmektedir. Özellikle geniş ölçekli testlerde DMF varlığının incelenmesi bütün katılımcılara ilişkin ölçüm sonuçlarının doğru bilgi verdiğinin ön koşuludur (Finch ve French, 2018).

Değişen madde fonksiyonu madde yanlılığının bir ön koşulu olarak karşımıza çıkmaktadır. Test içerisindeki bir maddenin DMF göstermesi o maddenin yanlılığı hakkında karar vermemiz için yeterli değildir (Camilli, Shepard L.A. ve Shepard L., 1994) ama bir ön koşuldur. Dolayısıyla önce DMF analizi yapılarak maddenin aynı yetenek grubundaki bireyler tarafından farklı olasılıkla yanıtlanıp yanıtlanmadığı belirlenir. Daha sonra aynı yetenek grubunda ölçülmek istenen özellik dışında bir farklılık varsa bunun kaynağının ne olduğu belirlenir.

Değişen madde fonksiyonunu belirlemek için çok sayıda yöntem geliştirilmiştir. Araştırmacılar, bu yöntemleri farklı sınıflar altında toplamışlardır. Örneğin, Gomez-Benito ve Navas-Ara (2000) DMF belirleme yöntemlerini KTK, faktör analizi Ki-Kare ve MTK’ya dayalı yöntemler olarak sınıflamıştır. Panfield ve Camilli (2007) ise oran farkları, genel odds oranı, lojistik regresyon ve ortalama farklara dayalı yöntemler olarak bir sınıflama yapmıştır. Gelin (2005), DMF belirleme yöntemlerini gözlenen puana (observed score) ve gizil değişkene (latent variable) dayalı olmak üzere iki temel grup altında sınıflandırmıştır. DMF belirlemede gruplar, testle ölçülecek özelliği temsil eden

bir eşleştirme değişkenine göre eşleştirilirler. Gözlenen puana dayalı DMF belirleme yöntemlerinde gözlenen bir grup değişkenin alt grupları, toplam test puanı ya da alt test puanı gibi gözlenen bir eşleştirme kriterine göre karşılaştırılır. Dolayısıyla bu yöntemler gözlenen grup değişkenlerine göre DMF belirleme yöntemleri olarak tanımlanabilir (Bilir, 2009). Gizil değişkene dayalı yöntemlerde ise gözlenen veri seti içerisinde yapılanmış ve doğrudan gözlenemeyen bir gizil değişkene göre DMF analizleri yapılır. Bu yöntemlerde DMF analizi sonucunda veri seti gruplara ayrılır. Gelin (2005) tarafından yapılan bu sınıflamaya ait yöntemler Tablo 1’de özetlenmiştir.

Tablo 1

Gözlenen Puan ve Gizil Değişkene Göre DMF Belirleme Yöntemleri

Gözlenen Puana Dayalı Yöntemler	Gizil Değişkene Dayalı Yöntemler
• Çoklu olasılık tablolarına ilişkin yöntemler ○ Mantel Haenszel (MH) (Holand ve Thayer, 1998) ○ Standardizasyon (Dorans ve Kullick, 1986a) ○ Eş anlı madde yanlılığı (SIBTEST) (Shealy ve Stout, 1993a,1993b) • Genelleştirilmiş lineer modellere ilişkin yöntemler ○ Lojistik regresyon (LR) (Swaminathan ve Rogers, 1990) ○ Sıralı lojistik regresyon (SRL) (French ve Miller, 1996)	• Koşullu Yöntemler ○ Koşula bağlı olmayan yöntemler ○ Çok boyutlu yöntemler ○ Yapısal eşitlik modellerine bağlı yöntemler

Değişen madde fonksiyonu çalışmalarında, ölçülen psikolojik özellik bakımından benzer bireylerin yer aldığı, karşılaştırılabilir iki grup kullanılır. Bu iki grup, testle ölçülen özellik bakımından eşleştirilmiş ancak belli bir özellik bakımından (cinsiyet, etnik köken, meslek vb.) farklı alt gruplarda yer alan bireylerden oluşur. Bu gruplar odak (focal) ve referans (reference) grup olarak adlandırılır. Odak grup, referans gruba göre ait olduğu gruptan dolayı adalet ve eşitlik açısından dezavantajlı olduğu düşünülen gruptur (Bilir, 2009). Gözlenen gruplarla DMF belirleme yöntemlerinde gözlenen puana dayalı, referans ve odak gruplardan kestirilen madde parametreleri karşılaştırılarak DMF analizi yapılır. Bu parametrelerin arasında anlamlı fark olması, DMF’nin olası kaynağının incelenen grup değişkeni (cinsiyet, ırk, etnik köken vb.) olabileceğini gösterir (Clauser ve Mazor, 1998).

Samuelsen (2005) gözlenen değişkenlerle DMF belirleme yöntemlerinin DMF belirlemede üç temel eksiklik barındırdığını ileri sürmüştür. Bunlardan ilki grup

karşılaştırmalarında kullanılan değişkenlerin her bir alt grupta homojen evrenleri yansıtamaması, ikincisi yöntemlerin DMF'nin kaynağını belirlemedeki kısıtlılığı ve üçüncüsü ise gözlenen grup değişkenleri ile veri içerisinde var olan gizil değişkenlerin örtüşme olasılığının düşüklüğü ile ilgilidir.

Mantel-Haenszel Yöntemi

Hollan ve Thayer tarafından 1968 yılında geliştirilen Mantel-Haenszel (MH) yöntemi süreksiz bir veri olarak toplam test (ölçme aracını) puanını kullanarak referans ve odak gruplarını oluşturan bir DMF belirleme yöntemidir. Analizlerin yapılması için yetenek grubu sayısının da yer aldığı üç boyutlu bir matris oluşturulur. Her bir yetenek düzeyi için oluşturulan veri seti (Çepni, 2011) aşağıdaki gibidir.

Tablo 2

Mantel-Haenszel yöntemi Veri Seti Örneği

Grup	Doğru Yanıtlama	Yanlış Yanıtlama	Toplam
Referans Grubu	A_j	B_j	n_{Rj}
Odak Grubu	C_j	D_j	n_{0j}
Toplam	m_{1j}	m_{0j}	T_j

Tablo değerleri kullanılarak olabilirlik oranı (α_{MH}) elde edilebilir. Olabilirlik oranının log değerinin -2,35 ile çarpımından ise ΔMH sonucu elde edilir. Bu sonuç pozitif ise maddelerin referans grup, negatif ise odak grup yönünde işlediği kabul edilir. Yine bu istatistiğin standart sapması kullanılarak ki kare testi gerçekleştirilir ve hipotez test edilir.

$$\alpha_{MH} = (\sum_j A_j D_j / T_j) / (\sum_j B_j C_j / T_j) \quad (\text{Eşitlik 1})$$

ΔMH sonucu, etki büyüklüğünü incelemek için de kullanılabilir. Aşağıda verilen DMF düzeyleri Zieky (1993) tarafından önerilmiştir,

- **A Düzeyi için,** $|\Delta MH| < 1$ Yok veya ihmal edilebilir düzeyde
- **B Düzeyi için,** $1 \leq |\Delta MH| < 1,5$ Orta düzeyde
- **C Düzeyi için,** $|\Delta MH| \geq 1,5$ Yüksek düzeyde

DMF içerdiği belirtilir. Bu istatistiki işlemler R yazılımı (difR paketi) ile yapılabilir.

Madde Tepki Kuramı

Klasik test kuramında (KTK) kullanılan gerçek ve gözlenen puanların kişilerin yetenek puanlarıyla aynı anlama gelip gelmediği tartışmaları ile beraber kişilerin yetenek puanlarının gerçek ve gözlenen puanlardan farklı olduğu bu sebeple de daha önemli olduğu varsayımı ortaya atılmıştır (Lord, 1952). Bireylerin yetenekleri aynı olsa dahi aynı testlerden farklı puanlar alabilmektedirler. KTK'nın bu eksikliğini gidermek amacıyla madde tepki kuramı ortaya atılmıştır.

Madde tepki kuramı temelde iki postula üzerine kuruludur (Hamleton ve Swaminathan, 1985):

1. Yanıtlayıcının test maddesindeki performansının yordanabilmesi ancak özellik, gizil özellik ya da yetenek faktörlerinin incelenmesi ile mümkündür.
2. Yanıtlayıcının madde performansı ile genel madde performansı arasındaki ilişki monotonik artan fonksiyonlar olan madde karakteristik eğrisi ya da fonksiyonu tarafından ifade edilebilir.

Temel postulalar incelendiğinde, MTK'nın testten çok maddeye odaklandığını söylemek mümkündür.

Madde tepki kuramının sayıltıları tek boyutluluk ve yerel bağımsızlıktır. Bu iki sayıltıdan ilki olan tek boyutluluk testin ölçmek istediği faktörün kişinin performansını belirleyen tek faktör olduğunun test edilmesi olarak tanımlanabilir. MTK modellerinde yaygın olarak test edilen tek boyutluluğun gerçek veri üzerinde katı bir şekilde karşılanması ihtimali düşüktür. Testteki performansı birçok faktör (Örneğin motivasyon, test kaygısı vb.) bir dereceye kadar etkiler. Dolayısıyla bulunacak olan baskın bir faktör tek boyutluluk varsayımını yeterince karşılayacaktır. Bu baskın faktörü bulmak amacıyla faktör analizi yapılmakta ve baskın bir faktör bulunmaya çalışılmaktadır (Erkuş, Sünbül, Yormaz ve Aşiret, 2017). Madde tepki kuramının ikinci sayıltısı ise yerel bağımsızlıktır. Yerel bağımsızlık, yanıtlayıcıların yeteneklerinin sabit olması koşuluyla, yanıtlayıcıların maddelere vereceği tepkilerin ilişkisiz ve bağımsız olması anlamına gelmektedir (Lord ve Novick, 1968; Lord, 1980; Hambleton, Swaminathan ve Roger, 1991; Reckase, 2009). İki sayıltı aslında çelişkili bir durum yaratıyor gibi görünse de tek boyutluluk sayıltısı incelenirken herhangi bir koşul ya da yetenek kısıtı bulunmamaktadır. Yerel bağımsızlıkta ise maddeler arasındaki ilişki ya da yetenek ön koşulu ile beraber incelenmektedir.

Madde tepki kuramı temelde 3 parametreye dayanmaktadır. Bunlar, maddenin ayırt ediciliği (a parametresi), yetenek düzeyi (b parametresi) ve maddeyi şansa cevaplama olasılığıdır (c parametresi). Bu üç parametreyi kullanarak, 1 parametrelili lojistik model (1PLM), 2 parametrelili lojistik model (2PLM), 3 Parametrelili lojistik model (3PLM) ve Rasch modeli geliştirilmiştir (Erkuş, Sünbül, Yormaz ve Aşiret, 2017) .

Üstte belirtilen parametrelerden a parametresi KTK'daki madde ayırt ediciliğine denk gelmekle beraber, bireyin testte ölçülen yeteneği ve başarılı olma olasılığının fonksiyonunun belirtildiği, madde karakteristik eğrisin de ise eğrinin büküm noktasındaki eğimine denk gelmektedir (Crocker ve Algina, 1986). “a” parametresi, maddenin üst yetenek grubundaki yanıtlayıcılar ile alt yetenek grubundaki yanıtlayıcıları ne kadar iyi ayırt ettiğini belirler. Madde karakteristik eğrisinin orta noktasının eğimi a parametresini verir, eğim arttıkça madde ayırt ediciliği artar, eğim azaldıkça madde ayırt ediciliği azalır. “b” parametresi ise KTK’ da madde güçlüğüne denk gelen, yanıtlayıcının maddeyi .50 olasılıkla doğru cevaplayabilmesi için gerekli olan yetenek değeri olarak tanımlanmaktadır (Lord ve Novick, 1968). Genellikle -3 ile +3 arasında değer alan b parametresinde negatif b parametresi maddenin kolay, pozitif b parametresi ise maddenin zor olduğuna işaret eder (Hambleton ve Swaminathan, 1985). Madde oluşturan yetenek düzeyini kestirebilmek için maddenin ne çok zor ne de çok kolay olması tercih edilir. Son olarak, c parametresi ise şans faktörü olarak karşımıza çıkmaktadır. Madde karakteristik eğrisi incelendiğinde, eğrinin y eksenini kestiği nokta yani yeteneğin 0’a eşitlendiği nokta c parametresini belirler (Hambleton ve Swaminathan, 1985).

Bu üç parametrenin varyasyonlu olarak kullanımı sonucunda oluşan lojistik modellerden 1 parametrelili model ile rasch modeli temelde b parametresine bağlı olarak değişmektedir. Modeller, MTK’nın varsayımları olan tek boyutluluk ve yerel bağımsızlık varsayımlarını karşılamakla beraber, a (ayırt edicilik) parametresinin eşit olduğu ve c (şans faktörünün) parametresinin ise olmadığını varsayar. Rasch modeli ayırt edicilik değerini tam olarak 1’e sabitlerken, 1 parametrelili lojistik modelde ise ayırt edicilik değeri ortalama 1 olarak kullanılır (Erkuş, Sünbül, Yormaz ve Aşiret, 2017). 1 parametrelili modeli betimleyen eşitlik aşağıda sunulmuştur.

$$P_i(\theta) = e^{(\theta - b_i)} / (1 + e^{(\theta - b_i)}) \quad (\text{Eşitlik 2})$$

Bu eşitlikte, $P_i(\theta)$, yanıtlayıcının i maddesini θ yetenek seviyesinde doğru cevaplama olasılığıdır. Eşitlikte b_i maddenin güçlük parametresi e değeri ise sabittir (e= 2.718). “ b_i ” parametresi büyüdükçe yanıtlayıcının yetenek düzeyinin de o kadar yükselmesi gerektiği anlaşılmaktadır. “ b_i ” parametresi pozitif ya da negatif değer

alabilmektedir. Eğer “ b_i ” parametresi pozitif ve 2.00’a yakın ise incelenen maddenin zor, negatif ve -2,00’a yakın ise kolay bir madde olduğu anlaşılmaktadır (Hambleton ve Swaminathan, 1985).

İki parametrelili lojistik modelde ise bir parametrelili lojistik modele ek olarak “ a ” parametresi (ayırt edicilik) eklenmiştir. İki parametrelili model MTK'nın varsayımlarının yanında “ c ” parametresinin (şans faktörünün) olmadığını varsayar. İki parametrelili modeli betimleyen eşitlik aşağıda sunulmuştur.

$$Pi(\theta) = e^{(D_{ai}(\theta - b_i))} / (1 + e^{D_{ai}(\theta - b_i)}) \quad (\text{Eşitlik 3})$$

Bir parametrelili lojistik model eşitliğine ek olarak D sabiti ($D= 1,70$) ölçekleme faktörü olarak eklenmiştir. Ek olarak “ a_i ” (ayırt edicilik) parametresi de eşitliğe dâhil edilmiştir. “ a_i ” parametresi teoride $-\infty, +\infty$ arasında değişmesine rağmen, genellikle 0 ile 2 arasında yer almaktadır. “ a_i ” parametre değerinin yükselmesi maddenin ayırt ediciliğinin de yükseldiği anlamına gelmektedir (Hambleton ve Swaminathan, 1985).

Üç parametrelili lojistik model de ise iki parametrelili lojistik modele ek olarak “ c ” parametresi (şans faktörü) eklenmiştir. Üç parametrelili modeli betimleyen eşitlik aşağıda sunulmuştur.

$$Pi(\theta) = c_i + (1 - c_i) e^{D_{ai}(\theta - b_i)} / 1 + e^{D_{ai}(\theta - b_i)} \quad (\text{Eşitlik 4})$$

İki parametrelili lojistik model eşitliğine ek olarak “ c_i ” (şans faktörü) parametresi de eşitliğe dâhil edilmiştir. “ c_i ” parametresinin değerinin yüksek olması durumunda, maddenin ayırt edicilik gücünün düşme eğiliminde olduğu belirtilmektedir. Maddenin ayırt edicilik gücünün düşmesi, maddeden alınan bilgi miktarının da düşmesi olarak yorumlanmaktadır (Hambleton ve Swaminathan, 1985).

Gizil Sınıf Yöntemi

Gizil değişkenleri, doğrudan gözlenemeyen ya da ölçülemeyen kavramlar olarak tanımlamak mümkündür. Gizil değişkenler faktör ya da boyut olarak da bilinmektedir. Dolayısıyla gizil değişkenlerin gözlenebilen değişkenler ile arasındaki ilişkileri, her bir gözlenebilen değişkenin gizil değişken ya da değişkenlerle olan ilişkisi nedeniyle ortaya çıktığı varsayılmaktadır (McCutcheon ve Hagenaars, 1997).

Gizil sınıf analizine ilişkin ilk çalışmalar, dikotomik değişkenleri kümeleme çabaları ile başlamıştır (Goodman, 2002). Sosyal bilimler kavramlarının “anlamını” belirlemek için temel ilkeleri irdeleyen Lazarsfeld ve Henry'nin (1968) “Gizil Sınıf Analizi” kitabında dürüstlük, yetenek, kaygı, empati, içe dönüklük vb. gibi kavramların

belirsizliği göz önüne alındığında davranışsal göstergelerin ve ilişkilerin katı yasalarla değil olasılık ilişkileriyle tanımlanabileceği belirtilmektedir (Dayton, C. M., Dayton, M. C., ve Fox, J., 1998). Dolayısıyla gizil sınıf modelleri, geniş bir uygulama yelpazesi için geliştirilmiştir. Gizil sınıf modelleri temel kavramları temsil eden gizil değişkenleri belirlemek ve etkisini gözlemlenebilir (ölçülebilir) hale getirmek amacıyla geliştirilmiştir. Fakat aynı kitapta gizil sınıf analizi için gerekli olan parametreleri tanımlayabilecek güvenilir bir yöntemin olmadığı da belirtilmiştir. 1970'lerde ise maksimum olabilirlik tahminlerinin geliştirilmesiyle beraber dikotomik değişkenlerde ilk gizil sınıf analizi uygulanmaya başlanmıştır (Goodman, 2002). Aynı yıllarda, Hagenaars ise (1990) kategorik veri analizi için gizil sınıf yapısının da olduğu genel bir çerçeve önermiştir. Bu çerçeve ile birlikte gözlenebilen değişkenler ile gizil sınıflar arasındaki bağlantılar da ortaya konmaya başlanmıştır.

İstatistiksel işlemler yapılırken doğrulayıcı faktör analizi ve madde tepki teorisinin (Lord, 1952; Rasch, 1980) benzer temel fikirlere sahip olduğu görülmektedir. Ancak, doğrulayıcı faktör analizinde gizli değişken (yani, faktör) sürekli ve normal dağılıma sahiptir. Gizil sınıf analizinde gizli değişken (yani gizli sınıf değişkeni) kategoriktir ve gizil sınıflar kategorik ve çok terimli dağılım göstermektedir. Aynı zamanda göstergeler de kategorik olarak değerlendirilir (Collins ve Lanza, 2010).

Gizil sınıf analizi kategorik gözlenen değişkenleri kullanarak yanıtlayıcıların gizil sınıf üyeliğini belirlemek amaçlanan istatistiksel bir tekniktir. Gizil sınıflar direkt gözlenebilen değişkenler olmamakla birlikte, gözlenen değişkenlerin de içine katıldığı bir istatistiksel yaklaşımdır. Gizil sınıf yaklaşımında yanıtlayıcıların gizil sınıflara atanmasında yanıt örüntüsünü kullanmasından ötürü yanıtlayıcı odaklıdır (Collins ve Lanza, 2010). Bu çalışmada gizil sınıf yönteminin kullanılmasının temel sebeplerinden birisi de bu örüntülerin kullanılmasıdır.

Gizil sınıf yöntemlerinin temelde 3 varsayımı vardır. Samuelsen ve Dayton' a (2010) göre bu varsayımlar;

- Modelde belirlenen gizil sınıflar doğru sınıf sayısı olarak varsayılır.
- Her yanıtlayıcı sadece 1 tane gizil sınıfta yer alabilir.
- Gizil sınıflardaki bütün yanıtlayıcılar sınıfta homojen olarak dağılmaktadır.

Bu varsayımlar incelendiğinde yanıt örüntülerinin (ki burada yanıtlayıcıyı temsil etmekte) belirlenmiş (ya da karar verilmiş) gizil sınıflara homojen olarak dağıldığı ve sadece bu sınıfın elemanı olarak işlemlerin devam ettirildiği varsayılmıştır. Dolayısıyla

yanıtlayıcı cevap örüntülerinin bağımsızlığı göz önünde bulundurulduğunda gizil sınıf analizinin temel kavramlarından (varsayımlarda dikkat edilmesi gereken bir diğer unsurun da) birinin de yerel bağımsızlık olduğu görülmektedir.

Bu varsayımlar doğrultusunda gizil sınıf analizinin yapılması aşamasında dört temel adım izlenmektedir.

- En uygun sınıf sayısını belirlemek
- Yanıtlayıcı örüntülerinin gizil sınıflara atanma kalitesini değerlendirmek
- Gizil sınıfları tanımlamak
- Yanıtlayıcı örüntülerinin gizil sınıf üyeliklerini tahmin etmek (Wang & Wang, 2019).

Veri setlerinin hangi gizil sınıf modeline uyduğunu belirlemek için çeşitli kriterler belirlenmiştir. Model veri uyumunun değerlendirilmesinde Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion- AIC), Bayes Bilgi Kriteri (Bayesian Information Criterion-BIC), Tutarlı Akaike Bilgi Kriteri (Consistent Akaike Information Criterion-CAIC) ve Sapma Bilgi Kriteri (Deviance Information Criterion-DIC) gibi kriterler önerilmektedir (Best, Carlin ve Van der Linden, 2002). Bu araştırmada da kullanılan Mplus programı araştırmacılara AIC, BIC, and LL değerlerini sağlamaktadır. Bu değerlerden küçük olan yapının en iyi model uyumuna sahip olduğu belirtilmiştir. Genellikle araştırmalarda AIC ya da BIC değerleri incelenir. Daha kompleks yapılarda ise AIC değerinin diğer değerlere oranla daha doğru model uyumu verdiği belirtilmiştir (Lin ve Dayton, 1997). Yine araştırmacı bu değerleri de yetersiz buluyor ise AIC değerleri ya da BIC değerleri ile beraber $-2 \log \chi^2$ değerini de göz önünde bulundurabilir. Öncelikle ki-kare istatistiğinde belirlenen modellerin serbestlik derecesi ile $-2 \log \chi^2$ sonuçları hesaplanır. Hesaplanan değer ki-kare tablosundan kontrol edilerek en iyi uyum gösteren model belirlenir (Yalçın, 2018).

Gizil sınıflara göre DMF, bir test maddesinin gözlenemeyen ya da gizil gruplar arasında manidar olarak farklılaşması olarak tanımlanabilir (Rijmen ve De Boeck, 2005). Gizil sınıflara göre ilk DMF çalışmaları Kelderman ve Macready, (1990), Mislevy ve Verhelst, (1990) ve Rost, (1990) gibi araştırmacılar tarafından yapılmıştır. Bu çalışmalarda Madde Tepki Kuramı (MTK) ve Gizil Sınıf Modelleri (GSA) bir araya getirilerek oluşturulan karma MTK modelleri ile gizil değişkene dayalı DMF analizleri yapılmıştır. Bu modellerde her bir gizil sınıf için madde parametreleri ayrı ayrı kestirilir ve her bir gizil sınıftan kestirilen parametreler arasındaki farklar incelenerek DMF'nin

varlığı araştırılır (Rost, 1990). Karma MTK modelleri ile DMF belirlemede tek aşamalı ve iki aşamalı olmak üzere iki yöntem vardır. Tek aşamalı yöntemde karma MTK modele bir kovaryant değişken eklenir ve eş zamanlı gizil sınıflar belirlenir (Cho, Alexeev ve Cohen, 2015; Dai, 2013; Li, 2014). Eklenen bu kovaryant değişkenin DMF'nin olası kaynağı olduğu düşünülür. Bu yöntemde kovaryant, madde veya birey parametrelerini açıklamada bir aracı değişken olduğundan yöntem doğrulayıcı bir yaklaşıma dayanmaktadır. Gizil sınıfların belirgin olduğu durumlarda bu yöntemin kullanılması, gizil sınıf ayrımını daha da netleştirmektedir. Ancak kovaryant olarak kullanılabilecek değişkenlerin belirlenmesi her zaman olası olmadığından, ön bilgi eksikliğinin varlığı gibi durumlarda iki aşamalı yöntemin kullanılması önerilmektedir (Lin ve Lin, 2014).

Son yıllarda DMF belirleme çalışmalarındaki artışla beraber yöntemler çeşitlenmiş, geleneksel DMF belirleme yöntemlerinden, gizil sınıf analizlerine, gizil sınıf analizlerinden ise karma modellere doğru geçişler yaşanmıştır. Özellikle gizil sınıf yaklaşımını içeren karma yöntemler, DMF kaynaklarının daha doğru ve güçlü bir şekilde belirlenmesinde araştırmacılar tarafından kullanılmaya başlamıştır.

Özetle, gözlenen grup değişkenine dayalı DMF analizleri yapıldığında DMF'nin olası kaynağının gözden kaçırılabilmesi görülmektedir. Öte yandan gizil sınıfa dayalı değişen madde fonksiyonu analizleri ile DMF'nin olası kaynağının ortaya konması daha olasıdır.

Karma Madde Tepki Kuramı Modelleri

Gizil sınıf analizi ve madde tepki kuramının birlikte kullanıldığı karma madde tepki kuramı, gizil sınıf analizinin en katı varsayımı olan gizil sınıfa atanan bireylerin aynı tepki olasılığına sahip olduğu varsayımının yarattığı kısıtı gidermek amacıyla oluşturulmuştur (Kelderman ve Macready, 1990).

Karma modellerin tarihçesine bakıldığında ilk çalışmaların “a” (ayırt edicilik) parametresini 1'e sabitleyen Rasch modeller ile gizil sınıf modellerinin bileşimine odaklandığı görülmektedir (Clogg, 1988; Forman, 1989). Rasch model, maddeler ve katılımcıları aynı boyutta yansıttığı ve dolayısıyla doğrudan karşılaştırılabilir hale geldiği için, ilk karma model Rasch model ve gizil sınıf modelinin birleşimidir. Bu şekilde her bir gizil sınıfın parametre değerleri kestirilebilmiş ve gizil sınıftaki katılımcıların tepki davranışları tanımlanmıştır (von Davier ve Rost, 2006).

Karma MTK modelleri yanıtlayıcının gizil sınıfa ait olması ile birlikte her bir sınıftaki madde tepki fonksiyonunu aynı anda kestirebilmektedir (De Ayala, Kim, Stapleton ve Dayton, 2002). Dolayısıyla üzerinde çalışılan örneklemin sabit sayıda gizil sınıftan oluştuğu dikkate alınmaktadır (Cohen, Wollack, Bolt ve Mroch, 2002). Her bir gizil sınıf içinde homojenliğin, aynı gizil sınıfın incelemelerinin benzersiz özelliklerini paylaştığı ve model parametrelerinin gizil sınıflar arasında farklılık gösterebileceği varsayılmıştır.

Öte yandan Karma MTK modellerinde MTK'nın homojen dağılım ve madde parametrelerinin değişmezlik varsayımları esnetilmiş olmaktadır (Cho, Cohen ve Kim 2013).

Karma MTK modellerinde doğru yanıt olma olasılığı, her bir gizil sınıf için doğru yanıt olma olasılıklarının ağırlıklı toplamı alınarak hesaplanır (Sırgancı, 2019). Karma MTK modellerindeki doğru yanıt olma olasılığına ait eşitlik aşağıda verilmiştir.

$$P(y_{ij}=1 | \theta_i) = \sum_{g=1}^G \pi_g P(y_{igj}=1 | \theta_j, g) \quad (\text{Eşitlik 5}).$$

Eşitlikte π_g g gizil sınıfına ait olan bireylerin oranıdır. $\sum_{g=1}^G \pi_g = 1$ olarak kısıtlandığında, $P(y_{ij}=1 | \theta_i)$; g gizil sınıfında yer alan j bireyinin i maddesini doğru yanıt olma olasılığı elde edilir.

En yaygın kullanımı olan Karma MTK modeli Karma Rasch modelidir. Bu modelde tahmin edilecek parametreler ise her sınıfa özgü Rasch güçlük parametresi ile sınıfa özgü yetenek parametreleridir. Karma Rasch modelin eşitliği aşağıdaki gibidir.

$$P(y_{ij}=1 | \theta_i) = \sum_{g=1}^G \pi_g \frac{\exp(\theta_{ig} - b_{jg})}{1 + \exp(\theta_{ig} - b_{jg})} \quad (\text{Eşitlik 6}).$$

MTK modellerinde olduğu gibi karma modele ayırt edicilik parametresinin eklenmesi ile iki parametrelilik karma lojistik model elde edilmektedir. Gizil sınıflara atanmada test uzunluğundan en az etkilenen model Karma 2 PLM'dir (Zhang, 2017). Karma iki parametrelilik lojistik modele ait eşitlik aşağıdaki gibidir.

$$P(y_{ij}=1 | \theta_i) = \sum_{g=1}^G \pi_g \frac{a_{jg}(\exp(\theta_{ig} - b_{jg}))}{1 + a_{jg}(\exp(\theta_{ig} - b_{jg}))} \quad (\text{Eşitlik 7}).$$

Karma 2PLM'de her bir sınıfa özgü madde güçlük ve ayırt edicilik parametreleri kestirilir.

Son olarak iki parametrelilik karma lojistik modele "c" parametresinin (şans faktörü) eklenmesiyle üç parametrelilik karma lojistik model elde edilir. Üç parametrelilik karma

lojistik model kısıtlı sayıda araştırmada uygulanmıştır (Cohen ve Bolt, 2005; Sen, Cohen, ve Kim, 2014). Karma üç parametrelili lojistik modele ait eşitlik aşağıdaki gibidir. Bu eşitlikte “ c_{jg} ” sınıfa özgü en düşük asimptot değeri olarak eşitliğe eklenmiştir.

$$P(y_{ij}=1 | \theta_i) = \sum_{g=1}^G \pi_g [c_{jg} + (1 - c_{jg}) \frac{a_{jg}(\exp(\theta_{ig} - b_{jg}))}{1 + a_{jg}(\exp(\theta_{ig} - b_{jg}))}] \quad (\text{Eşitlik 8})$$

Karma MTK modellerinin avantaj ve dezavantajlarını incelemek gerekirse; modelin avantajı yanıt örüntüsünün heterojenliği gizil sınıflar arasında ve her gizil sınıf içinde iyi temsil edilebilmesidir. Gizil sınıflara aitlik, gizil sınıflardaki yanıt örüntülerinin niteliksel farklılıkları yansıttığının bir göstergesidir. Bu da araştırmacıya önemli ölçüde esneklik sağlamaktadır. Ama bu esneklik aynı zamanda bir sınırlılık anlamına da gelmektedir. Tahmin edilen parametre sayısı arttıkça gizil sınıfların da sayısı artmaktadır. Bunun nedeni hem yetenek hem de madde parametrelerinin her birinin her bir sınıf için ayrı ayrı tahmin edilmesidir. Dolayısıyla ikiden fazla parametrelili modellerde büyük örneklem gerekliliği ortaya çıkmaktadır (Li, Cohen, Bottge ve Templin, 2016). Sonuç olarak gizil sınıfların oluşum nedenlerinin belirlenmesi için ek bilgilere ihtiyaç duyulmaktadır (Smit, Kelderman ve Flier, 2003).

Karma Madde Tepki Kuramı Modellerine Kovaryant Değişkeninin İlave Edilmesi

Yukarıda da bahsedildiği gibi araştırmacıların sorduğu en önemli soru “gizil sınıfların oluşması sürecindeki heterojenliğin kaynağı nedir?” sorusudur. Genel olarak, karıştırıcı bilgiler (geçmiş bilgiler, yanıtlayıcı özellikleri v.b) model kestirilirken oluşan sınıfları etkileyen değişkenlerin tahminini engelleyebilir. Bu potansiyel kovaryant değişkenler, gizil sınıfların oluşmasını sağlayan etkenlerin bulunmasına yardımcı olabilir, aynı zamanda model parametrelerini de iyileştirebilir. Alanyazın incelendiğinde, kovaryant değişkeninin modele eklenmesinin olumlu etkileri hem karma hem de geleneksel MTK yaklaşımlarında bulunabilir (Dai, 2013; Akt: Sırgancı, 2019)

Kovaryantın gizil sınıf modeline eklenmesinde iki temel yol vardır. Bunlar, kovaryantın sınıf değişkeni veya gizil yetenek değişkeni ile ilişkilendirilerek, modele dâhil edilmesidir. Araştırmaların son zamanlarda artmasıyla beraber kovaryantın gizil sınıflardaki parametrelerle olan ilişkisi dâhil olmak üzere gizil sınıfa olan etkileri bütüncül olarak incelenmeye başlanmıştır. Örneğin çok değişkenli yapıların tanımlanmasında Mahalanobis uzaklığını temel alarak tek bir kovaryant değişkenin dahi

etki büyüklüğünün belirlenmesi gibi çalışmalar yapılmıştır. Bu gibi çalışmalar, kovaryant değişkenin gizil sınıf yapılarında hala teorik olarak incelenen bir yapı olduğu ve gerçek veriyle çalışılarak geliştirilmesi gerekliliğini ortaya koymuştur. Yapılan çalışmaların temelinde kovaryantın eklenmesiyle madde yanıt örüntüsünün dengesinin bir ağırlığa çekilmesi ya da başka bir deyişle gizil sınıf yönünde dengelemesi vardır.

Özellikle küçük örneklemli ve az gizil sınıfa ayrılmış çalışmalarda, kovaryantın dâhil edilmesi gizil sınıf örüntüsünün açıklanması ve maddelerin gizil sınıflara dağılımının geliştirilebilmesi açısından önemlidir (Hu, Leite, ve Gao, 2017).

Karma MTK çalışmaları madde parametre kestirimlerini daha da iyi açıklayabilmek ve aynı zamanda parametreleri daha doğru kestirebilmek adına karma modele yaş, cinsiyet v.b ek bilgileri de kovaryant değişken olarak eklenebilir. Bu açıdan bakıldığında kovaryant değişkenin eklendiği çalışmalar genellikle DMF çalışmalarında kullanılır. Samuelson (2005), kovaryant değişkeninin kullanılacağı alanları özetlediği çalışmada üç ana yapı belirlemiştir. Bunlar;

- 1) Geleneksel olmayan göstergelerin gruplara dahil edilmesi,
- 2) Sürekli yordayıcıların modele dahil edilmesi,
- 3) Geleneksel ve geleneksel olmayan göstergelerin sınıflara olan etkisinin incelenmesidir.

Bu çalışmadan da görülebileceği gibi DMF belirlemede kovaryant değişkeni gizil sınıfları açıklayacak olan geleneksel olmayan göstergelerin çalışmalara dâhil edilmesi açısından önemlidir.

Kovaryant değişkeni karma MTK modellerine lineer lojistik bir fonksiyonun gizil sınıf yordayıcısı olarak ya da lojistik bir regresyon fonksiyonunun gizil sınıf üyeliğinin bir yordayıcısı olarak eklenebilir (Dai, 2013; Li vd., 2015; Tay vd., 2011). Aşağıdaki eşitlikte bir kovaryant değişkenin gizil sınıf üyeliğinin bir yordayıcısı olarak nasıl modele ekleneceği verilmiştir (Lubke ve Muthen, 2005).

$$\text{logit}(\pi_g) = \beta_{0g} + \beta_{1g} c_i, \quad (\text{Eşitlik 9})$$

Bu eşitliğe denk olarak;

$$\pi_g = \frac{\exp(\beta_{0g} + \beta_{1g} c_i)}{\sum_{g=1}^G \exp(\beta_{0g} + \beta_{1g} c_i)} \quad (\text{Eşitlik 10})$$

Ve

$$\theta_{ig} = \alpha_{0g} + \alpha_{1g} c_i + e_{ig} \quad (\text{Eşitlik 11})$$

Eşitliklerde i maddesindeki kovaryantı temsilen c_i , lojistik regresyondaki katsayıları temsilen β_{0g}, β_{1g} , gizil sınıf sayılarını temsilen G, g gizil sınıfı için belirlenen gizil regresyon fonksiyonun eğimi için α_{1g} , x doğrusunu kestiği noktayı ifade etmek için α_{0g} kullanılmıştır. Karma MTK modele Eşitlik 9 dahil edildiğinde, dikotom bir kovaryant değişkenin dahil edilmiş olduğu Karma MTK modele ait eşitlik elde edilir (Sırgancı, 2019).

$$P(y_{ij}=1 \mid \theta_{ij}, b_{ig}, g) = \sum_{g=1}^G \left(\frac{1}{J} \sum_j \frac{\exp(\beta_{0g} + \beta_{1g} c_i)}{\sum_{g=1}^G \exp(\beta_{0g} + \beta_{1g} c_i)} \right) \left(\frac{\exp(\theta_{ig} - b_{ig})}{1 + \exp(\theta_{ig} - b_{ig})} \right) \quad (\text{Eşitlik 12})$$

Karma Madde Tepki Kuramı Modellerinin Kestirimi

Model parametrelerinin istatistiksel olarak kestiriminde iki temel istatistiksel kestirim çerçevesi kullanılmaktadır. En çok kullanılan bu iki yöntem, Bayes yaklaşımı ile en çok olabilirlik yaklaşımıdır. Bu yaklaşımlardan en çok olabilirlik yaklaşımı temelinde en çok olabilirlik (Rost, 1990), ortak (joint) en çok olabilirlik (Willse, 2011) ve marjinal en çok olabilirlik yaklaşımları kullanılmaktadır (Mislevy ve Wilson, 1996; Von Davier ve Yamamoto, 2004). Bu kestirim yöntemleri, temelde parametrelerin gerçek değerlerinin bilinmediği ve parametrelerin sabit bırakıldığı, parametre kestiriminin ise rastgele örnekler ile tahmin edilebildiği bir dizi tekrardan oluşan yöntemlerdir. Bir diğer yaklaşım olan Bayes yaklaşımı ise, model parametrelerinin rastgele ancak gerçek verinin sabit olduğu koşulda model parametrelerinin dağılım gösterdiğini varsayan bir yaklaşımdır.

Bu iki yaklaşım incelendiğinde, gelişen teknoloji ile birlikte Bayes yaklaşımının önem kazandığı, örneklemden daha az etkilenmesi nedeniyle tercih edildiği görülmektedir (Jacobucci ve Grimm, 2018). Bayes yaklaşımında önsel bilgiler kullanıldığından, yokluk hipotezi tekrarlarla test edilmek zorunda kalmaz (Sırgancı, 2019). Bu sübjektif önsel bilginin kullanımının bayesçi yaklaşımla yapılan kestirimlerde yanlılığa neden olduğu ile ilgili eleştiriler de alanyazında mevcuttur (Gill, 2014).

Bayes yaklaşımı üç temel bileşenden oluşmaktadır. Bu bileşenler, parametrenin önsel dağılımı, verinin marjinal dağılımı ve sonsal dağılımıdır. Bu üç bileşenin yer aldığı temel Bayes eşitliği aşağıda verilmiştir.

$$p(\theta|Y) = (p(Y|\theta) p(\theta)) / p(Y) \quad (\text{Eşitlik 13})$$

Eşitliğe göre

$p(\theta|Y)$: parametresi belli olan θ nın sonsal dağılımı

$p(\theta)$: önsel dağılım

$p(Y)$: örnekleme dağılımı ve

$p(Y|\theta)$: olabilirlik fonksiyonudur (Kruschke, 2010).

Verinin marjinal dağılımını da ifade eden $p(Y)$ bir sabittir. Dolayısıyla θ 'nın sonsal dağılımı ve olabilirlik fonksiyonu $p(Y)$ ile doğrudan ilişkilidir.

Bayes yaklaşımı sayesinde karmaşık modellerde parametre kestirimi yapılabilir, olasılık hesabı güven aralığında yapılabilir, önsel dağılım kullanılabildiği için geçmiş bilgiler analize dâhil edilebilir. Aynı zamanda, bayesçi yaklaşım bu araştırmada da olduğu gibi küçük örneklemelerde de kullanılabilir (Kruschke, 2015) .

İlgili Araştırmalar

Değişen Madde Fonksiyonu Belirleme İle İlgili Araştırmalar

Öğretmen (1995) tarafından yapılan çalışmada Türkiye'deki üniversite sınavının sözel bölümüne verilen cevaplar incelenmiş, tarih ve coğrafya maddelerinin erkekler, psikoloji ve sosyoloji maddelerinin ise kadınlar lehine çalıştığı sonucuna ulaşılmıştır.

Berberoğlu (1995), yaptığı çalışmada 1992 yılında Türkiye'de gerçekleştirilen Yükseköğretime Öğrenci Seçme Sınavının alt testlerinden biri olan matematik testinde cinsiyet ve sosyo-ekonomik düzeyegöre DMF olup olmadığına bakmıştır. Çalışma sonucunda cinsiyet açısından incelendiğinde hesaplama becerisi temelli soruların erkekler lehine, geometri ve problemlerin ise kızlar lehine çalıştığını belirlemiştir. Yine aynı çalışmada sosyo-ekonomik durumu yüksek olan öğrenciler lehine birçok maddenin DMF gösterdiği belirlenmiştir.

DeMars (1998), Amerika Birleşik Devletleri Michigan Eyaleti Lise Yeterlik Test 'inde yer alan maddelerin cinsiyet ve madde formatı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bu çalışmada yer alan veriler ANOVA ile test edilmiştir. Araştırma sonuçları, matematik

testi sonuçlarının A formunda cinsiyet ve madde formatına göre herhangi bir farklılık göstermediği, B formunda ise seçmeli maddelerin erkekler, açık uçlu maddelerin ise kız öğrenciler lehine çalıştığı gözlemlenmiştir. Çalışmanın sonunda çıkan bu farklılıkların ihmal edilecek kadar düşük düzeyde olduğu raporlanmıştır.

Şaşmazel (2006) tarafından PISA 2003 fen okuryazarlığı uygulaması üzerine yapılan bir başka araştırmada ise evdeki kitap sayısı, evdeki eğitimsel kaynaklar, bilgisayarda sıradan işlerde kendine güven değişkenleri öğrencilerin fen başarısının en önemli yordayıcıları olarak bulunmuştur.

Yıldırım ve Berberoğlu (2009) tarafından PISA 2003 verileri üzerinde yapılan bir çalışmada Türkiye ve Amerika Birleşik Devletleri örneklemini üzerinden DMF analizi yürütülmüştür. Araştırmanın sonucunda maddelerin ölçtüğü bilişsel özelliklerin, nicel kelime kullanımlarının ve çeviri hatalarının önemli DMF kaynaklarından olabileceği sonucuna ulaşılmıştır.

Huang, Wilson ve Wang (2016) tarafından 2006 PISA fen maddelerinin dil, kültür ve öğretim müfredatına göre ABD ve Kanada, Çin Hong Kong ve Çin Ankarası ile ABD ve Çin Ankarası arasındaki ilişkiyi DMF temelinde incelemişlerdir. Çalışmada içerik analizi yoluyla dil, müfredat ve kültürel farklılıklar temel alınarak DMF'nin üç temel sebebi araştırılmıştır. Araştırma sonuçları müfredat farklılığının DMF'nin en ciddi nedeni olduğunu ortaya koymuştur.

Uzun ve Gelbal (2017) tarafından PISA 2006 test maddelerinin farklı alt gruplarda DMF analizleri üzerine bir çalışma yürütülmüştür. Türkiye, Avustralya, İngiltere ve Kanada örneklemine uygulanan başarı testlerine ilişkin veriler kullanılarak dilsel ve kültürel farklılıklara göre DMF analizleri yapılmıştır. DMF'nin olası nedenlerini belirlemek amacıyla da uzman görüşlerine başvurulmuştur. Sonuç olarak dilsel ve kültürel farklılıklar arttıkça DMF'li madde sayısının da arttığı sonucuna ulaşılmıştır. Uzman görüşü sonucunda ise DMF'nin olası temel nedenlerinin; çeviri, program, kültür ve dile bağlı farklılıklar vb. olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yandı, Köse, Uysal ve Oğul (2017), PISA 2015 verilerinin kullanıldığı bir araştırmada dilsel ve kültürel farklılaşmanın az olduğunda dahi ölçme araçlarında bulunan maddelerin DMF gösterdiğini belirtmişlerdir. Bu durum, aynı zamanda eğitim sistemlerinin getirileri olarak madde biçimine aşinalık düzeyi, öğretim sürecinde kullanılan öğretim yöntemleri, öğrencilerin bilgiye ulaşma gibi durumlarının potansiyel DMF kaynağı olabileceğini göstermiştir.

Klieme ve Baumert'in (2001) MTK analizinin kullanıldığı araştırmasında, ilköğretim 4. ve 8. Sınıf öğrencilerine uygulanan geniş ölçekli uygulamalardan biri olan TIMSS verilerini kullanarak Amerikalı lise öğrencilerinin yeterlik profillerini belirlemeye çalışmışlardır. Araştırmada referans grup olarak Almanya verileri kullanılmıştır. Yapılan incelemenin sonucunda Amerikalı öğrencilerin yönetsel ve açıklayıcı bilgide, Alman öğrencilerin ise görsel ve grafik sunumlarında daha başarılı oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

Zenisky, Hambleton ve Robin (2003) fen maddeleri üzerinde cinsiyete ilişkin DMF belirlemeyi amaçlayan bir çalışma planlamışlardır. Bu çalışmada iki kademeli yaklaşımı benimseyen araştırmacılar, DMF'ye neden olabilecek faktörleri araştırmışlardır. Uygulamanın yapıldığı test çoktan seçmeli ve açık uçlu 42 maddeden oluşmaktadır. Çalışmanın sonucunda içerik kategorisi, görsel-mekânsal bileşen ve madde türleri boyutunda farklılıklar bulunmuştur.

Le (2007) çalışmasında, PISA 2006 uygulamasının fen okuryazarlığı testinde yer alan maddelerin ülkeler ve test dillerinin cinsiyete dayalı DMF kaynağı olup olmadığını PISA çerçevesinde tanımlanan diğer dört boyut olan odak, bağlam, yetkinlik ve bilimsel bilgiyi temel alarak incelemiştir. Dil gruplarının her biri ve tüm uluslararası örnek için cinsiyete uygun DMF'yi tespit etmek amacıyla bir Madde tepki teorisini kullanmıştır. Bu çalışmadan elde edilen bulgular, uluslararası kullanım için testlerin geliştirilmesine potansiyel olarak değerli bir katkı sağlamaktadır. Araştırma sonucunda incelenen fen maddelerinin kadınlar ya da erkekler lehine DMF gösterdiği tespit edilmiştir.

Adedoyin (2010) Botswana'da lise son sınıf öğrencilerine uygulanan matematik sertifika sınavında yer alan 38 matematik maddesini MTK yaklaşımı ile inceleyerek cinsiyete göre DMF içerip içermediğini araştırmıştır. Çalışmanın örneklemini, 2000 kız, 2000 erkek olmak üzere 4000 kişiden oluşmaktadır. Gerçekleştirilen analizlerde veriler 3 parametrelili model ile uyum göstermiş, daha sonra her iki grup için madde karakteristik eğrileri karşılaştırılmış ve 5 maddenin cinsiyete göre DMF içerdiği sonucuna ulaşılmıştır.

İnce ve Gözütok'un (2018) yaptığı araştırmada ebeveyn eğitim durumları ile evdeki eğitim kaynaklarının öğrencilerin okuma becerileri ile ilgili test sonuçlarına olan etkisi değerlendirilmiştir. Çalışmaya göre evdeki eğitim kaynakları ile öğrencilerin okuma becerileri arasında yüksek korelasyon bulunmuştur. Aynı çalışmada ebeveynlerin eğitim düzeyi arttıkça okuma becerilerinin arttığı gözlemlenmiştir.

Çelik (2019) PISA 2015 matematik okuryazarlığı sorularının cinsiyet ve istatistiksel bölge temel alınarak DMF içerip içermediğine bakılmıştır. Bu çalışmadaki parametre

kestirimleri için Rasch modeli esas alınmıştır. Araştırmaya göre 5 madde cinsiyete göre DMF göstermiştir. Araştırmada incelenen bütün maddelerin de istatistiki bölgelere göre DMF içerdiği belirlenmiştir.

Gizil Sınıf Yöntemi Kullanılarak Yapılan Değişen Madde Fonksiyonu Belirleme Çalışmaları

Cohen ve Bolt (2005), gözlenen gruplara ve gizil sınıfa dayalı DMF belirlemedeki farklılıkları inceledikleri çalışmalarında Karma MTK yöntemi ile yaptıkları gizil sınıf analizi sonucunda iki sınıflı bir çözüm elde etmişlerdir. Bu sınıfları cinsiyet ya da etnik köken gibi gözlenen değişkenlerle açıklamaya çalışmışlardır. Fakat bu değişkenlerin gizil gruplarla zayıf düzeyde ilişki gösterdiğini ortaya koymuşlardır. Öte yandan bu iki sınıfın ayrımının bireylerin matematik test maddelerine tepkilerindeki ikincil bir karıştırıcı boyutun etkisinden kaynaklandığını belirtmişlerdir.

Samuelsen (2005), DMF belirlemede gözlenen değişkene dayalı Mantel Haenszel ve gizil değişkene dayalı karma MTK yöntemlerini karşılaştırdığı çalışmasında Mantel-Haenszel ile DMF belirlemede birinci tip hatanın arttığı, gücün azaldığı ve DMF'nin daha düşük doğrulukta kestirildiği sonucuna ulaşmıştır.

Li'nin (2014) PISA 2009 okuma becerisini ölçen maddelerin DMF'sini incelediği bir çalışmada, gözlenen gruplama değişkeni olan sosyoekonomik düzeye göre maddelerin DMF gösterdiğini belirtmiştir. Gizil sınıf yaklaşımına dayalı olarak yapmış olduğu analizlerde ise verinin iki gizil sınıfa ayrıldığını ve bu gizil sınıfların öğrencilerin okumadan zevk alma puanlarına göre ayrıştığını ortaya koymuştur.

Lin ve Tai (2015) tarafından PISA 2012 Tayvan verileri üzerine yaptıkları bir araştırmada DMF kestirim yöntemi olarak gizil sınıf analizini kullanmışlardır. 4 parametrelili modelin en iyi uyumu gösterdiği araştırmada sadece başarı testlerinin değil yapılan anketlerin de matematik öğreniminin gereksinimlerinin belirlenmesinde kullanılması gerektiği, bu sayede daha bütüncül bir yaklaşımın sergilenebileceğini belirtmişlerdir.

Choi, Alexeev ve Cohen (2015) tarafından yürütülen araştırmada ise TIMMS 2007 katılımcılarının matematik performans farklılıklarının hangi nedenlere dayandığı incelenmiştir. Araştırma tek aşamalı karma MTK yaklaşımıyla yürütülmüş, ilk olarak

veriler gizil sınıflara ayrılmıştır. Yapılan analizlerle internet erişimi ortak değişken olarak belirlenmiş ve bu iki gizil sınıf üyeliği üzerinde etkili olduğu ortaya konmuştur.

Yi ve Lee'nin (2017) yürüttüğü araştırmada PISA 2012 Kore ve Singapur sonuçlarına göre matematik sınıflarının öğretmen kalitesi gizil sınıf analizi ve yapısal eşitlik modellemesi kullanılarak incelenmiştir. Bu araştırmada sadece öğrencilerin matematik okuryazarlığı testindeki sonuçları değil öğretmenlere uygulanan anket sonuçları da kullanılmıştır. Araştırma sonuçlarına göre Singapurlu öğretmenlerin Koreli öğretmenlere nazaran daha yüksek öğretmen kalitesine sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Aynı araştırmada Koreli öğrencilerin bilişsel etkinleştirme stratejilerinin matematik performansına olumlu etkisinin olmasının yanı sıra matematiğe yönelik ilgiyi arttırdığı ve öz-benlik algılarını da olumlu olarak etkilediği görülmüştür. Buna rağmen Singapurlu öğrencilerin bilişsel etkinleştirme stratejilerinin sadece matematik performansını olumlu etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

BÖLÜM 3

YÖNTEM

Bu bölümde araştırmanın modeli, evren-örneklem, verilerin toplanması, verilerin çözümlenmesi ile ilgili açıklamalara yer verilmiştir.

Araştırmanın Modeli

Bu araştırmada, PISA 2015 uygulamasının Türkiye örnekleminde, gizil sınıf yaklaşımına göre DMF gösteren maddeler belirlenmiş ve öğrencilerin başarısını etkileyen faktörler ile bilişsel becerilerinin DMF'yi açıklama durumu ortaya konmuştur. Bu yönüyle çalışma betimsel bir araştırma olup tarama modeline uygundur.

Evren ve Örneklem

PISA uygulamalarının altıncısı olan PISA 2015 fen okuryazarlığı ağırlıklı olacak şekilde yaklaşık 29 milyon öğrenciyi temsil eden 540 bin kişi ile uygulanmıştır. 6. döngünün özelliği ilk defa bilgisayar tabanlı olarak değerlendirme merkezli gerçekleştirilmiş olmasıdır. Bunun yanında, isteyen ülkeler kâğıt-kalem yöntemini de tercih edebilmektedir. Burada önemli olan bir nokta kâğıt-kalem testi uygulayan ülkelerdeki öğrencilerin daha önceki döngülerde kullanılan sorularla karşı karşıya kalmasıdır. PISA 2015 uygulaması Türkiye'de de bilgisayar tabanlı değerlendirme olarak uygulanmıştır (MEB,2016).

Türkiye uygulamasının evreni 15 yaş grubu 1.324.089 öğrenci iken, ulaşılabilir Türkiye evreni ise 925.366 öğrenci olarak belirlenmiştir. Ulaşılabilir Türkiye evreninin okul örnekleme tabakalı seçkisiz örnekleme yöntemiyle belirlenmiştir. Bu doğrultuda 12 bölgeden oluşan İstatistikî Bölge Birimleri Sınıflaması (İBBS) Düzey 1, eğitim türü, okul türü, okulların bulundukları yer ve okulların idari biçimleri tabakaları kullanılarak seçkisiz örnekleme yöntemi ile okullar belirlenmiş, uygulamaya katılacak bu okullardaki 15 yaşındaki öğrenciler tabakalı seçkisiz yöntemle belirlenmiştir. Uygulamaya

Türkiye’de İBBS Düzey 1’e göre 12 bölgeyi temsil eden 61 ilden 187 okul ve 5895 öğrenci katılmıştır (MEB, 2016).

Türkiye örneklemini oluşturan 5895 kişiyi daha detaylı incelemek gerekirse, yarı yarıya oranla kadın erkek dağılımı olduğu görülmektedir. En yüksek katılımın sağlandığı okul türü Anadolu Lisesi olurken (%38.1) en az katılımın sağlandığı okul türü Sosyal Bilimler Lisesi (%1.4) olmuştur. Bölgelere göre dağılım incelendiğinde en çok katılım İstanbul (TR1) bölgesinden olurken, en az katılım ise Doğu Karadeniz (TR9) bölgesinden olmuştur (MEB, 2016).

Yapılan ilk veri incelemesinde 5895 kişilik evrenden en uygun yanıt örüntüsüne sahip kitapçıklar belirlenmiştir. Bunlar 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37, 38, 39, 40, 41, 42, 43, 44, 45, 46, 47 ve 48 no’lu kitapçıklardır. Belirlenen kitapçıklardan uygulama yapılacak yanıt örüntüsünü elde etmek için 11 soru seçilmiştir. Bu sorular CS627Q01S (Generic ID, S627Q01), CS627Q04S (Generic ID, S627Q04), CS635Q02S (Generic ID, S635Q02), CS627Q04S (Generic ID, S627Q04), DS635Q03C (Generic ID, S635Q03), CS603Q01S (Generic ID, S603Q01), DS603Q02C (Generic ID, S603Q02), CS603Q03S (Generic ID, S603Q03), CS603Q05S (Generic ID, S603Q05), CS602Q01S (Generic ID, S602Q01), CS602Q02S (Generic ID, S602Q02) ve CS602Q04S (Generic ID, S602Q04) dır. Belirlenen sorularda cevap vermeyen 70 kişi yanıt örüntüsünden çıkarılmıştır. Bu kişiler sınava girmesine rağmen 1 ya da daha fazla soruyu cevaplamayan kişilerdir. Elde edilen 506 kişilik yanıt örüntüsü araştırma sorularına uygun bir şekilde istatistikî analizlere tabi tutulmuştur.

Araştırmanın evrenini ve örneklemini gösteren, PISA 2015 Türkiye uygulamasının evreni ve örneklemine ilişkin betimsel istatistikler Tablo 3 ’de sunulmuştur.

Tablo 3

PISA 2015 Türkiye Evreni ve Tezde Kullanılan Örneklemenin Cinsiyet, Sınıf, Okul Türü ve Bölgelere Göre Dağılımı

Değişken	Grup	Evren		Örneklem	
		f	%	f	%
Cinsiyet	Kadın	2938	49.84	268	52.96
	Erkek	2957	50.16	238	47.04
	Toplam	5895	100.00	506	100.00
Sınıf	7. Sınıf	16	0.27	0	0.00
	8. Sınıf	105	1.78	7	1.38
	9. Sınıf	1273	21.59	92	18.18
	10. Sınıf	4308	73.08	390	77.08
	11. Sınıf	186	3.16	16	3.16
	12. Sınıf	7	0.12	1	0.20
Sınıf	Toplam	5895	100.00	506	100.00
Okul Türü	Ortaokul	121	2.05	7	1.38
	Genel Lise (Anadolu Lisesi ve Genel Lise)	3221	54.64	298	58.89
	Mesleki Teknik Lise	2553	43.31	201	39.72
	Toplam	5895	100.00	506	100.00
Bölgelere Göre Dağılım	İstanbul	1070	18.15	95	18.77
	Batı Marmara	245	4.16	28	5.53
	Ege	707	11.99	65	12.85
	Doğu Marmara	510	8.65	48	9.49
	Batı Anadolu	553	9.38	54	10.67
	Akdeniz	817	13.86	65	12.85
	Orta Anadolu	334	5.67	22	4.35
	Batı Karadeniz	303	5.14	25	4.94
	Doğu Karadeniz	194	3.29	13	2.57
	Kuzeydoğu Anadolu	199	3.38	13	2.57
	Ortadoğu Anadolu	276	4.68	16	3.16
	Güneydoğu Anadolu	687	11.65	62	12.25
	Toplam	2895	100.00	506	100.00

Tablo 3'e göre PISA 2015 uygulaması Türkiye örnekleminin %49.84'ü kadın iken (2938 kişi), %50.16'sı erkektir (2957 kişi). Bu çalışmada kullanılan verilere göre ise örneklemin %52.96'sı kadın, (268 kişi), %47.04'ü erkektir (228 kişi). PISA 2015 uygulamasına katılan öğrencilerin %1.38'i (7 kişi) 8. sınıfa giderken, %18.18'i (92 kişi) 9.Sınıfa, %77.08'i (390 kişi) 10. Sınıfa, %3.16'sı (16 kişi) 11.Sınıfa ve %0.20'si (1 kişi) 12.Sınıfa devam etmektedir. Bu çalışmada kullanılan verilere göre, örneklemin %0.27'si (26 kişi) 7.Sınıfa, %1.78'i (105 kişi) 8. Sınıfa, %21.59'u (1273 kişi) 9.Sınıfa, %73.0'i (4308 kişi) 10.Sınıfa, %3.16'sı (186 kişi) 11.Sınıfa ve %0.12'si (7 kişi) 12.Sınıfa devam etmektedir.

Verilerin Elde Edilmesi ve Toplanması

Çalışmada kullanılan fen okuryazarlığı test sonuçları, okul ve öğrenci anketleri verileri OECD'nin PISA ile ilgili web sayfasından edinilmiştir (<http://www.oecd.org/pisa/data/2015database/>). PISA 2015 uygulamasında bilgisayar tabanlı değerlendirme için 66 farklı kitapçık, kâğıt-kalem tabanlı değerlendirme için ise 30 farklı kitapçık oluşturulmuştur. Kitapçıklar her biri 30 dakikalık dört bölümden oluşmuştur. İki oturumdan oluşan PISA 2015 uygulamasında her bir oturum için 60 dakika süre verilmiştir. Oturumlar arasında 5-10 dakikalık ara verilmiştir. Başarı testi oturumlarından sonra verilen 15 dakikalık aranın ardından ise öğrenciler yaklaşık 35 dakika süren öğrenci anketini cevaplamışlardır (Taş ve diğerleri, 2016).

PISA fen okuryazarlığı testi, toplamda 189 sorudan oluşmaktadır. Bu sorular üç yeterlilik alanını ölçmek amacıyla oluşturulmuştur. Bu sebeple, 89 soru olguları bilimsel olarak açıklama yeterliliği, 39 soru bilimsel sorgulama yöntemi tasarlama ve değerlendirme yeterliliği ve 56 soru da veri ve bulguları bilimsel olarak yorumlama yeterliliğini ölçmek amacı ile tasarlanmıştır (OECD, 2017a). Alt test olarak sunulan işbirlikçi problem çözme becerilerinin değerlendirilmesinde ise 117 soru sorulmuştur (Arıcı, 2019). Başarı testlerinden matematik okuryazarlığında 83 ve okuma becerilerinde 103 soru kullanılmıştır (Taş ve diğerleri, 2016).

PISA 2015 uygulamasında, öğrencilerin başarılarını etkileyen faktörleri ortaya koymak amacıyla, başarı testlerini takiben 35 dakikalık öğrenci anketi uygulanmıştır. Bu ankette öğrencilerin sosyoekonomik ve sosyokültürel altyapıları, eğitim geçmişleri, öğrenme stratejileri, tutumları, güdüler, öz yeterlikleri ile ilgili sorular sorulmuştur (Arıcı, 2019).

PISA 2015 uygulaması anket bölümü toplamda 61 soru ve 6 başlıktan oluşmaktadır. Bu başlıklar 25 sorudan oluşan “sen, ailen ve evin”, 6 sorudan oluşan, “hayatın hakkında ne düşünüyorsun?”, 4 sorudan oluşan, “okulun”, 7 sorudan oluşan “okul ve öğrenme zamanın”, 9 sorudan oluşan “okuldaki bilimsel dersler”, 10 sorudan oluşan “bilime bakışın” olarak tanımlanmıştır (OECD, 2019). Aynı zamanda diğer senelerden farklı olarak öğrencilerin iyi olma hallerine yönelik sorular hazırlanmıştır. “İyi olma halleri” başlığı altında okul dışı zamanını nasıl değerlendirdiği, ev yaşamı, öğrencinin okul performansı ve yaşam doyumu, öğrencinin akranları ve öğretmenleri ile ilişkisi de incelenmiştir (OECD, 2017b).

Verilerin Çözümlemesi

Bu bölümde veri setinin hazırlanması, MTK varsayımlarının test edilmesi ve verilerin analizi sürecinde yapılan işlemlere yer verilmiştir. Verilerin çözümümlenmesi aşamasında izlenen yol sırasıyla aşağıda açıklanmıştır.

Verilerin Hazırlanması

Bu çalışmada PISA 2015 uygulamasının fen okuryazarlığını ölçen iki kategorili maddeleri, matematik okuryazarlığı, okuma becerisi puanları ile okul ve öğrenci anketinde yer alan değişkenler kullanılmıştır. Veriler hazırlanırken fen okuryazarlığını ölçen iki kategorili 11 madde belirlenerek DMF analizleri bu maddeler üzerinden yapılmıştır. DMF kaynağı olabilecek değişkenler 1-0 biçiminde yeniden kodlanarak kategorik hale getirilmiştir. 1-0 biçiminde kodlamada tüm verinin ortalaması alınmış, ortalamanın altı 0, üstü ise 1 olarak yeniden kodlanmıştır.

Varsayımların İncelenmesi

Madde Tepki Kuramı modellerinin en önemli varsayımları tek boyutluluk, monotonluk ve yerel bağımsızlık'tır (Hambleton ve Swaminathan, 1985; Lord, 1980; Lord ve Novick, 1968; Reckase, 2009). Bu bölümde sırasıyla tek boyutluluk, yerel bağımsızlık ve monoton artanlık varsayımı incelenecektir.

Tek Boyutluluk.

Tek boyutluluk testi oluşturan maddelerin doğru cevaplanma olasılığının sadece bir yetenek türüne bağlı olması durumudur (Crocker ve Algina, 1986; Embretson, 2000; Hambleton ve Swaminathan, 1985; Lord ve Novick, 1968; Lord, 1980). Fen okuryazarlığı maddelerinin tek boyutluluğu, doğrulayıcı faktör analizi ile incelenmiştir (Lord ve Novick, 1968).

Doğrulayıcı Faktör Analizi

Veri seti, doğrulayıcı faktör analizi sayıtlarından olan kayıp veri, tek ve çok yönlü uç değer, tek ve çok değişkenli normallik, doğrusallık, tekli ve çoklu bağlantılılık sayıtları açısından incelenmiştir (Harrington, 2009).

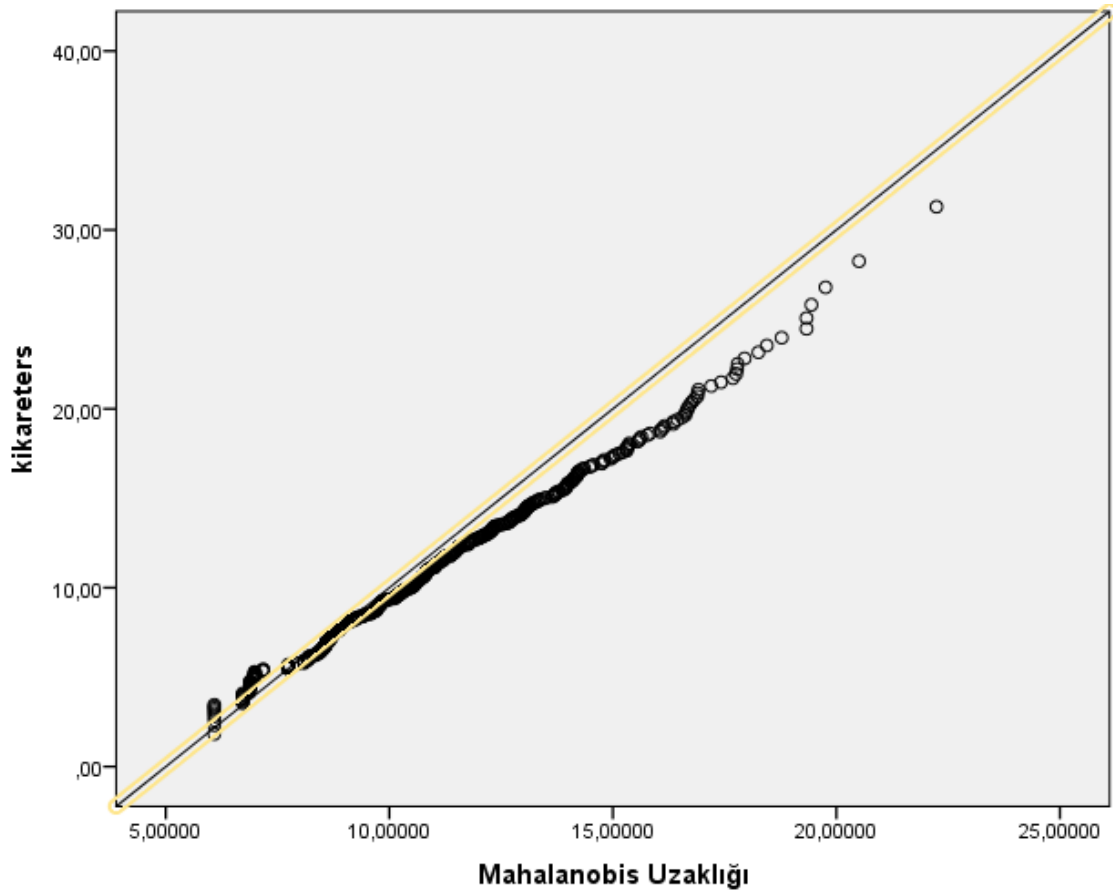
Kayıp Veri.Yapılan araştırmalarda kayıp verilerin istatistiksel analizlerde önemli sorunlara yol açabildiği belirlenmiştir. Doğrulayıcı faktör analizi temelinde faktör analizi yöntemi kayıp veriye duyarlıdır. Araştırmada kullanılan istatistikler incelendiğinde, fen okuryazarlığı veri setinde kayıp veriye rastlanmamıştır.

Uç Değer. Uç değerler yapısal eşitlik modellemelerindeki uyum indeksleri, parametre kestirimleri ve standart hatalar üzerinde etkili olabilir (Cheung ve Rensvold, 1999). Bu çalışmada tek değişkenli uç değerleri belirlemek için fen okuryazarlığı madde puanları standart puana (z puanı) dönüştürülmüştür. Veri setinde z puanı ± 3.3 (Tabachnick ve Fidell, 2013) aralığı dışında hiçbir veri bulunmamaktadır.

Çok değişkenli uç değer analizi Mahalanobis uzaklıklarına (MU) göre ($p < 0.001$) araştırılmıştır. Tabachnick ve Fidell (2013)'e göre MU değerinin, bağımsız değişken sayısını serbestlik derecesi alan χ^2 tablo değeriyle karşılaştırılması gerekir. MU değerleri incelendiğinde $\chi^2 (11) = 31.26$ kritik değerini aşan değer bulunmamaktadır.

Normallik. Faktör analizi, "tüm değişkenlerin ve bu değişkenlerin tüm doğrusal (lineer) kombinasyonlarının normal dağıldığını" (çok değişkenli normal dağılım) varsayar. Tek değişkenlere ilişkin normallik varsayımı çarpıklık ve basıklık katsayıları ile değerlendirilmiştir (Tabachnick ve Fidell, 2013). Bernstein (2000) çarpıklık katsayısı $> |3.3|$ ve basıklık katsayısı $> |7|$ olan durumlarda tek değişkenli normalliğin şüpheli olduğunu belirtmektedir. Fen okuryazarlığı maddelerinin çarpıklık katsayısı -1,346 ile 1,189; basıklık katsayısı ise -1,992 ile -0,188 aralığında değişmekte olup, normal sınırlar arasındadır.

İki ve ikiden fazla çok değişkenli dağılımlarda, sıralanmış uzaklıklar olan $m_i^2 (i = 1, 2, \dots, n)$ ile $\chi^2_{p(i-0,5)/n}$ değerine ilişkin saçılım grafiğinin düz bir çizgi oluşturması durumunda değişkenlerin çok değişkenli dağıldığı söylenebilir (Alpar, 2013). Şekil 1'de m_i^2 ve χ_i^2 değerleri ile çizilen saçılım grafiği incelendiğinde, verilerin bir doğru üzerinde kümелendiği görülmektedir. Dolayısıyla verilerin çok değişkenli normal dağılım gösterdiği görülmektedir.



Şekil 1. m_i^2 ve χ_i^2 saçılım grafiği

Çoklu Bağlantılılık ve Tekillik. Çoklu bağlantı, maddelerin ikişerli olarak birbirleriyle yüksek korelasyon vermesi, teklik ise bu korelasyonların 1'e eşit olması durumudur. Birçok faktör analizi için teklik ve aşırı çoklu bağlantının olması bir problem oluşturabileceği için veri setinden çıkarılmalıdır (Tabachnick ve Fidel, 2013). Bu çalışmada teklik testi maddeler arası korelasyonlar incelenerek değerlendirilmiştir. Fen okuryazarlığı maddeleri arası korelasyon katsayılarının 0.036 ile 0.333 arasında değiştiği görülmektedir. Bu doğrultuda veri grubu için teklik sorununun olmadığına karar verilmiştir.

Değişkenler arasındaki çoklu bağlantılılığın incelenmesi için CI (koşul indeksi), VIF (varyans şişirme oranları) ve tolerans değerleri incelenmiştir. Değişkenlere ait CI değerinin 30'un altında, VIF değerinin 10'dan küçük veya tolerans değerlerinin 10 veya üzerinde olması durumunda çoklu bağlantılılığın olmadığı söylenebilir (Hair, Anderson, Tahtam ve Black, 1998). Fen okuryazarlığı maddeleri çoklu bağlantılılık analiz sonuçları Tablo 4'de sunulmuştur.

Tablo 4

Tolerans, VIF ve CI değerleri

Model	Değişken	Tolerans Değeri	VIF değeri	Boyut	Öz Değer	Koşul İndeksi
1	1	.912	1.097	1	.759	1.000
	2	.837	1.194	2	.723	3.239
	3	.888	1.127	3	.666	3.375
	4	.794	1.260	4	.550	3.713
	5	.703	1.423	5	.447	4.118
	6	.801	1.249	6	.418	4.260
	7	.806	1.241	7	.379	4.475
	8	.875	1.143	8	.348	4.672
	9	.925	1.081	9	.319	4.878
	10	.876	1.142	10	.261	5.397
	11	.785	1.274	11	.198	6.193
				12	.103	8.580

Tablo 4 incelendiğinde Fen okuryazarlığı maddelerinin VIF değerlerinin 10'dan küçük, tolerans değerlerinin sıfırdan farklı ve koşul indeksleri (CI) değerlerinin de 30'un altında olduğu görülmektedir. Dolayısıyla ölçeklerde çoklu bağlantılılık sorununun olmadığı tespit edilmiştir.

Doğrusallık. Faktör analizinde doğrusallık söz konusu olmadığında, analizin gücü düşer. Doğrusallık varsayımı ölçeğin maddeler arası korelasyonları ile incelenmiştir. Algı ve beklenti ölçek maddelerinde .90 ve üstü korelasyon saptanmadığından doğrusallık açısından herhangi bir problemin olmadığı değerlendirilmiştir (Tabachnick ve Fidell, 2013).

Veri seti doğrulayıcı faktör analizi varsayımlarını sağlamış olup 506 gözlem için DFA analizi yapılmıştır. Fen okuryazarlığı testinin tek faktörlü yapısı doğrulayıcı faktör analizi (DFA) ile incelenmiştir. DFA, veri seti sıralı değişkenlerden oluştuğu için Pearson korelasyon matrisinden hesaplanmış, asimptomatik kovaryans matrisi ile birlikte ağırlıklandırılmış en küçük kareler (WLS) kestirim yöntemine dayalı olarak yapılmıştır (Joreskog 1999). Doğrulayıcı faktör analizi sonucunda öncelikle gizil değişkenlerin gözlenen değişkeni açıklama durumuna ilişkin bilgi veren t değerleri ve her bir gözlenen değişkenin kendi gizil değişkeninin ne kadar iyi bir temsilcisi olduğuna ilişkin fikir veren standartlaştırılmış faktör yük değerleri incelenmiştir. Standartlaştırılmış faktör yükleri ve t değerleri Tablo 5'de verilmiştir.

Tablo 5

Standartlaştırılmış faktör yükleri ve t değerleri

Maddeler	Faktör Yüğü	t Deęerleri
CS627Q01S (Madde 1)	.30	6.55
CS627Q04S (Madde 2)	.46	11.25
CS635Q02S (Madde 3)	.38	8.80
DS635Q03C (Madde 4)	.54	13.83
CS603Q01S (Madde 5)	.66	19.44
DS603Q02C (Madde 6)	.52	13.22
CS603Q03S (Madde 7)	.51	13.00
CS603Q05S (Madde 8)	.40	9.26
CS602Q01S (Madde 9)	.31	6.71
CS602Q02S (Madde 10)	.40	9.12
CS602Q04S (Madde 11)	.55	14.33

Tablo 5' e göre fen okuryazarlığı testinin t değerlerinin 2.56'sının üzerinde olduğu, dolayısıyla parametre tahminlerinin 0.01 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir (Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk, 2012). Tablo 3 incelendiğinde standardize edilmiş madde faktör yük değerlerinin 0.30 ile 0.66 aralığında değişmekte olduğu görülmektedir. Fen okuryazarlığı tek faktörlü modelinin veri setine uyumu, uyum iyilięi indeksleri aracılığıyla değerlendirilmiştir. Ki-kare istatistięi örneklem büyüklüğünden etkilendięi için örneklemden daha az etkilenen χ^2/sd oranı bunun yerine kullanılabilecek bir ölçüttür (Waltz, Strickland and Lenz 2010). χ^2/sd oranının 3'ten küçük olması (Kline 2016); RMSEA' nın .05' in altında olması, TLI, CFI ve GFI' nın .95 ve üzerinde olması (Byrne, 2012; Hooper, Coughlan ve Mullen, 2008; Marsh, Balla ve McDonald, 1988; McDonald ve Marsh, 1990; Schreiber, Nora, Stage, Barlow ve King, 2006) mükemmel uyuma işaret etmektedir. Tablo 6'da fen okuryazarlığı testinin tek faktörlü model uyum iyilięi değerleri verilmiştir.

Tablo 6

Fen Okuryazarlığı Testi Uyum İyilięi Deęerleri

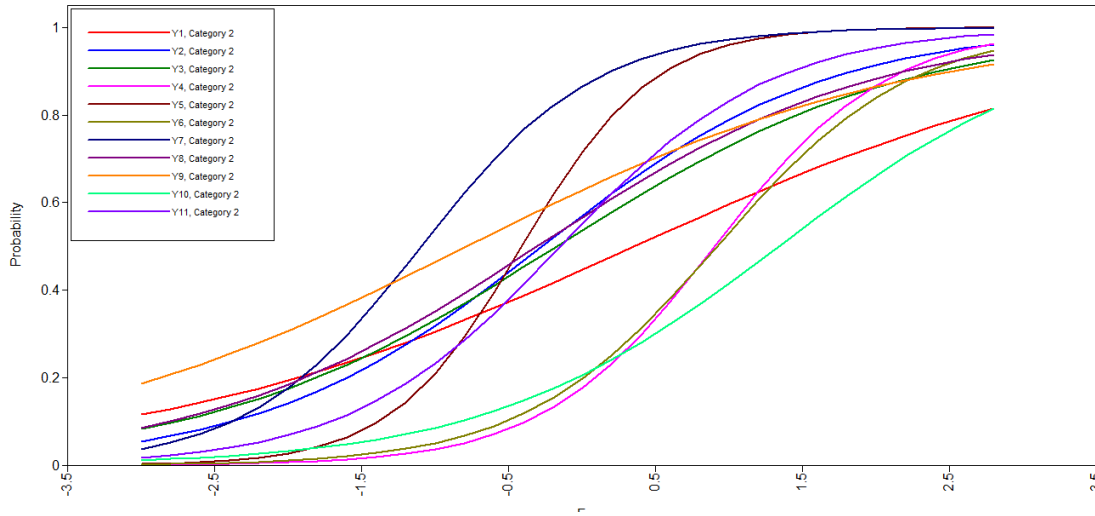
Ölçek	χ^2	sd	χ^2/sd	RMSEA	TLI	CFI	GFI
Fen Okuryazarlığı	61.34*	44	1.39	0.028	0.93	0.94	0.99

*p<0,01

sd = serbestlik derecesi, RMSEA= root mean square error of approximation, NFI=Normed Fit Index, TLI= (Tucker-Lewis Index, CFI= comparative fit index, GFI=Goodness of Fit Index, PGFI = Parsimony Goodness of Fit Index.

Tablo 6 incelendiğinde, fen okuryazarlığı testinin tek faktörlü yapısının mükemmel bir uyuma sahip olduğu görülmektedir.

Monotonluk ve Yerel Bağımsızlık. Monotonluk, bireyin yeteneği arttıkça maddeye doğru yanıt verme olasılığının artmasıdır (Reckase, 2009). Fen okuryazarlığı maddelerinin monotonluk varsayımını karşılayıp karşılamadığına karar vermek için, her bir maddenin madde karakteristik eğrileri incelenmiştir. İki parametrelili lojistik modele göre çizdirilen madde karakteristik eğrileri şekil 2’de sunulmuştur.



Şekil 2. Madde Karakteristik Eğrileri

Şekil 2 incelendiğinde, PISA fen okuryazarlığını ölçen 11 maddenin monoton artan olduğu görülmektedir.

Yerel bağımsızlık, belli yetenek düzeyinde bulunan tüm bireylerin tüm maddelere verdikleri yanıtların birbirlerinden bağımsız olmasıdır (Mokken, 1996). Yerel bağımsızlığın değerlendirilmesinde genellikle Q3 istatistiği kullanılmaktadır. Q3 istatistiği maddeler arası korelasyonlar üzerinden hesaplanır (Lee, 2004). Bu çalışmada yerel bağımsızlık Q3 istatistiği ile incelenmiştir. 2PLM modelde Q3 istatistik sonuçlarına göre maddeler arasındaki korelasyonlar -0.201 ile 0.024 arasında değişmektedir. DeMars (2010) maddeler arasındaki korelasyonların 0.20'nin altında olduğu durumda yerel bağımsızlığın sağlandığını belirtmiştir. Buna göre PISA 2015 fen okuryazarlığı maddelerinin yerel bağımsızlık varsayımını sağladığı söylenebilir.

Araştırma Sorularına İlişkin Analizler

Araştırmanın birinci sorusunda veri setinin hangi MTK modeline uyum sağladığı incelenmiştir. Alanyazında model veri uyumunun değerlendirilmesinde Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion- AIC), Bayes Bilgi Kriteri (Bayesian Information Criterio-BIC) gibi kriterler önerilmektedir (Akaike, 1973; Schwarz, 1978; Spiegelhalter, Best, Carlin, ve Van der Linde, 2002). Uyum indeksleri değerlendirilirken her bir modele göre kestirilen değerler incelenir. En küçük model veri uyumu indeks değerine sahip model veri setine en iyi uyum sağlayan model olarak değerlendirilir. Bu çalışmada AIC, BIC ve LL değerleri birlikte değerlendirilerek verinin hangi MTK /Karma MTK modeline uygun olduğu belirlenmiştir.

Araştırmanın ikinci sorusunda veri setine en iyi uyum sağlayan modele göre parametre kestirimi yapılmıştır. Kestirimin sınıflama doğruluğu entropi değeri ile incelenmiştir. Entropi, sıfır ve bir aralığında değer alır. Entropi değeri bire yaklaştıkça gizil sınıf ayırımının doğruluğu artar (Nagin, 2005). Clark ve Muthen (2009) entropi değerinin “0.40” düşük, “0.60” orta ve “0.80” yüksek sınıf ayırımını temsil ettiğini ortaya koymuştur.

Her bir değişkenin gizil sınıflara ayırmada ne derece etkili olduğu odds oranı ile hesaplanmıştır. Odds oranı gizil sınıf üyeliği ile kovaryant değişken arasındaki ilişkinin gücünü tanımlar (Dai, 2013; Li, 2014). Odds oranı Eşitlik 14 ile hesaplanmıştır.

$$\text{OddsOranı} = \frac{P(g=1|c_j=0) / P(g=2|c_j=0)}{P(g=1|c_j=1) / P(g=2|c_j=1)} = \exp(\beta_{12}) \quad (\text{Eşitlik14})$$

Odds oranının 1’e eşit olması kovaryant değişkenin sınıf üyeliği üzerinde etkisi olmadığı; 10’a eşit olması ise kovaryant değişkenle gizil sınıf üyeliği arasında güçlü bir ilişki olduğu anlamına gelmektedir (Dai, 2013; Akt: Sırgancı, 2019).

Verilerin çözümlenmesi aşamasında kayıp veri ve uç değer analizleri için SPSS 20 paket programı; faktör analizi için Mplus 7 programı; yerel bağımsızlığın değerlendirildiği Q3 istatistiği için R 3.5.2’de “sirt” paketi (Robitzsch, 2015); modellere ilişkin kestirimler, model veri uyumu ve gizil DMF analizleri için ise Mplus 7 programı kullanılmıştır.

BÖLÜM 4

BULGULAR VE YORUMLAR

Bu bölümde sırasıyla araştırma sorularına aranan yanıtlara ilişkin bulgular ve yorumlara yer verilmiştir.

Birinci Araştırma Sorusuna İlişkin Bulgular ve Yorum

Birinci araştırma sorusunda veri setinin hangi MTK/karma MTK modeline uyum sağladığı AIC, BIC ve LL değerleri aracılığı ile belirlenmiştir. Tablo 7’de MTK/Karma MTK modellerine ilişkin model veri uyum indeks değerleri sunulmuştur.

Tablo 7

AIC, BIC Df ve LL Değerleri

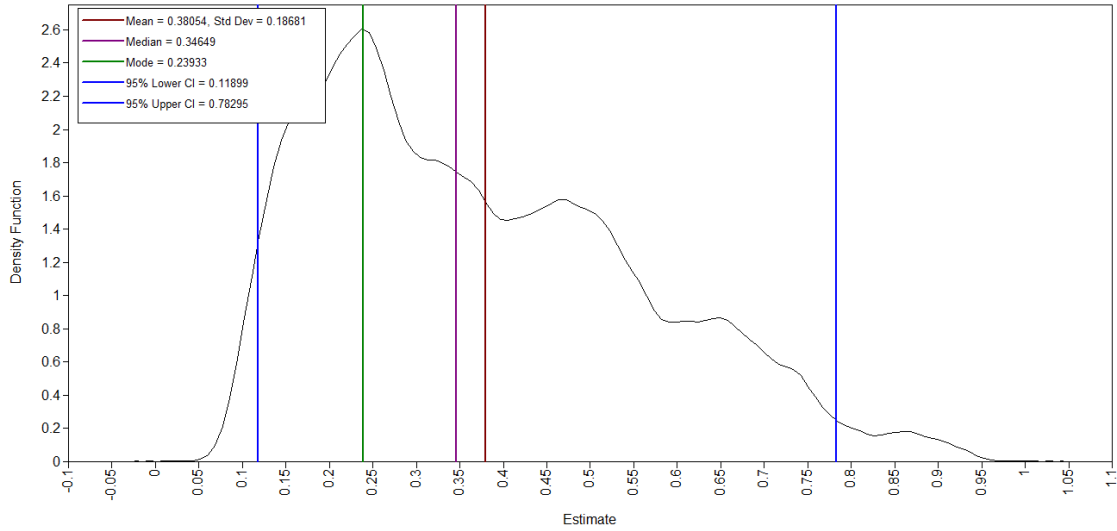
Model	AIC	BIC	Df	LL
1 PLM	6613.977	6669.695	12	-3294.988
2 PLM	6560.109	6653.093	22	-3258.054
3 PLM	6572.222	6711.697	-	-3253.111
Rasch	6617.303	6663.795	11	-3297.651
MixIRT (1PL) 2-Latent Class	6560.601	6662.038	24	-3256.303
MixIRT (1PL) 3-Latent Class	6561.311	6713.466	36	-3244.656
MixIRT (2PL) 2-Latent Class	6544.362	6734.557	45	-3227.181
MixIRT (2PL) 3-Latent Class	6558.155	6845.560	68	-3211.078
MixIRT (3PL) 2-Latent Class	6570.684	6752.425	-	-3242.342
Mix IRT Rasch	6569.060	6666.270	23	-3261.530

Tablo 7’de sunulan uyum iyiliği değerlerinden öncelikle AIC değerleri incelenerek veri setinin geleneksel ve karma MTK modellerinden hangisine uyum sağladığı incelenmiştir. En küçük AIC değerine sahip olan model veri setine en iyi uyum gösteren modeldir (Sırgancı, 2019). Buna göre geleneksel modelde 2PLM’nin, karma modelde ise 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM’nin veri setine en iyi uyumu gösterdiği

İkinci araştırma sorusu PISA 2015 fen okuryazarlığı yanıt örüntüleri ile Gizil Sınıflı Karma 2PLM'e göre parametre kestirim iyiliğinin incelenmesidir. Kestirim iyiliği değerlendirilirken gizil sınıf ayrımının doğruluk derecesine ilişkin bilgi sunan entropi değeri kullanılmıştır. Yapılan inceleme sonucunda PISA 2015 fen okuryazarlığı yanıt örüntüsünün 2 Gizil Sınıflı Karma 2PLM'nin entropi değeri 0.747 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç, gizil sınıf ayrımının orta düzeyde olduğunu göstermektedir.

İkinci araştırma sorusu PISA 2015 fen okuryazarlığı yanıt örüntüsünün 2 Gizil Sınıflı Karma 2PLM'e göre parametre kestirim iyiliğinin incelenmesidir. Kestirim iyiliği incelenirken gizil sınıf ayrımının doğruluk derecesine ilişkin bilgi sunan entropi indeksi incelenmiştir. Yapılan inceleme sonucunda PISA 2015 fen okuryazarlığı yanıt örüntüsünün 2 Gizil Sınıflı Karma 2PLM'nin entropi değeri 0.747 olarak hesaplanmıştır. Bu değer sınıflama doğruluğunun orta düzeyde olduğunu göstermektedir (Clark ve Muthen, 2009). Parametre kestirim iyiliğinin ikinci koşulu ise Kernel yoğunluk fonksiyonlarının tek modlu olmasıdır. Aynı zamanda sınıflama oranı parametresine ilişkin Kernel yoğunluk grafiği model veri uyumunun bir göstergesidir (Cho, 2007; Akt: Sırgancı, 2019). Şekil 3 ve 4'de sınıflama oranına ilişkin Kernel yoğunluk fonksiyonları sunulmuştur.





Şekil 4:GS-2 Sınıflama Oranı Kernel Yoğunluk Fonksiyonu

Şekil 3 ve Şekil 4 incelendiğinde sınıflama oranını veren Kernel fonksiyonlarının tek modlu olduğu görülmektedir. Buna göre 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM ‘e göre model veri uyumunun sağlandığı söylenebilir.

Sınıflama doğruluğu test edilen 2 Gizil Sınıflı Karma 2PLM’ye göre katılımcıların gizil sınıflara dağılımını incelemek amacıyla yanıt örüntüsünün frekans ve yüzde değerleri hesaplanmıştır. Bu yanıt örüntüsünün gizil sınıflara dağılımının frekans ve yüzde değerleri Tablo 8’de sunulmuştur.

Tablo 8

Yanıtlayıcıların Gizil Sınıflara Dağılımı

	GS-1		GS-2		Toplam	
Entropi	f	%	f	%	f	%
0.747	460	90.9	46	9.10	506	100

Tablo 8’e göre yanıtlayıcıların yaklaşık %91’nin birinci gizil sınıfta, %9’unun da ikinci gizil sınıfta yer aldığı görülmektedir. Diğer bir ifade ile yanıtlayıcıların büyük çoğunluğu birinci gizil sınıfa yığılmıştır. Gizil sınıflardaki bu katılımcıların yetenek parametreleri arasında manidar bir fark bulunmamaktadır, $t(-0.527) = 0.598$, $p > 0.05$. Bu bulgu ölçülmek istenen özelliğe sahip 46 yanıtlayıcının, yine ölçülmek istenen özelliğe sahip 460 yanıtlayıcıdan bir ya da birden fazla değişkenden ya da bu değişkenlerin etkileşiminden dolayı farklılaştığını işaret etmektedir.

Üçüncü Araştırma Sorusuna İlişkin Bulgular ve Yorum

Üçüncü araştırma sorusu 2 Gizil Sınıflı Karma 2PLM'yegöre yapılan analiz sonucu DMF gösteren maddelerin belirlenmesidir. DMF gösteren maddeler belirlenirken her bir gizil sınıftan kestirilen madde ayırt edicilik ve madde güçlük parametrelerinin karşılaştırmasına dayalı olan parametre karşılaştırma yöntemi kullanılmıştır (Zimowski, Muraki, Mislevy ve Bock, 1996). Parametre karşılaştırma yönteminde GS-1 ve GS-2'den kestirilen madde ayırt edicilik ve güçlük değerleri birbirinden çıkartılarak standardize edilir (Hays, Morales ve Reise, 2000). Thissen, Steinberg ve Wainer (1993), standardize DMF değerinin karesinin "1" serbestlik derecesinde χ^2 istatistiği olarak kabul edilebileceğini belirtmiştir. Buna göre 0.01 ya da 0.05 alfa düzeylerinde anlamlı bir χ^2 değerine sahip olan maddenin DMF gösterdiği söylenebilir.

Tablo 9'da PISA 2015 fen okuryazarlığı madde parametre kestirim değerlerine göre DMF analiz sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 9

Gizil Sınıflara göre maddelerin DMF analiz sonuçları

Madde	χ^2	a1	a2	DMF Türü	χ^2	b1	b2	DMF Türü
1	0.810	0.835	-0.043	-	1.568	0	-13.348	-
2	0.016	0.826	0.692	-	0.957	0.022	-0.789	-
3	0.010	0.437	0.537	-	0.194	-0.400	-0.052	-
4	6.688*	1.943	0.438	TBO	4.820*	0.748	2.168	TB
5	0.128	1.25	1.486	-	3.925*	-0.126	-0.597	TB
6	0.191	1.182	0.76	-	5.264*	0.986	0.634	TB
7	1.336	0.808	1.46	-	0.856	-1.184	-0.863	-
8	0.119	0.527	0.939	-	3.133	-1.142	0.203	-
9	0.197	0.477	0.336	-	4.102*	-0.321	-1.738	TB
10	0.601	0.503	0.828	-	0.358	1.437	1.136	-
11	0.920	1.436	0.573	-	135.022*	-0.205	0.312	TB

$\chi^2_{(1,0.05)} = 3.84$, Anlamlılık düzeyleri: '***': 0.001, '**': 0.01, '*': 0.05.

Tablo 9'a göre madde 4'ün hem tek biçimli olmayan (TBO) hem de tek biçimli (TB) DMF gösterdiği görülmüştür. Madde 5, 6, 9 ve 11'in ise sadece TB DMF gösterdiği bulunmuştur. Buna göre madde 4, 5, 6, 9 ve 11'in iki gizil sınıfta farklı fonksiyonlaşmakta olduğu görülmektedir.

Dördüncü Araştırma Sorusuna İlişkin Bulgular ve Yorum

Dördüncü araştırma sorusu 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM ile belirlenen gizil sınıflar arasında DMF gösteren maddelerin olası DMF kaynaklarının belirlenmesidir. Bu araştırma sorusuna yanıt aranırken öncelikle PISA 2015 uygulamasında yer alan ve alanyazında geleneksel yöntemler ile DMF kaynağı oldukları belirlenen değişkenlerin bu çalışmada da geleneksel DMF kaynağı olup olmadıkları test edilmiştir. Ardından bu değişkenlerin gizil sınıflara göre DMF'yi açıklayıp açıklamadıkları incelenmiştir. Tablo 10'da PISA 2015 uygulamasında yer alan ve gizil DMF'yi açıklamak için bu çalışmada ele alınan değişkenlerin geleneksel DMF analiz sonuçlarına yer verilmiştir. Geleneksel yaklaşıma göre yapılan DMF analizleri MH yöntemi ile incelenmiştir.

Tablo 10

PISA 2015 Değişkenlerinin MH Analizi Sonuçları

Değişken	Madde	Alfa MH	Delta MH	Etki Büyüklüğü
Cinsiyet	M9	0.6303	1.0847	B
Evdeki Eğitim kaynakları	-	-	-	-
Evdeki Varlıklar	M4	0.4602	1.8239	C
	M5	0.5262	1.5088	C
	M6	2.229	-1.8837	C
	M8	1.6207	-1.1347	B
	M11	1.6711	-1.2067	B
Fen öğrenmekten zevk alma	M2	1.8356	-1.4273	B
	M4	0.5493	1.4080	B
Bilgi ve İletişim Teknolojileri (BİT) Kaynakları	M4	0.5718	1.3134	B
	M5	0.502	1.6196	C
	M6	2.1854	-1.8372	C
	M7	0.4562	1.8444	C
	M10	1.8967	-1.5043	C
	M11	3.4649	-2.9203	C
Kaygı	M4	1.5646	-1.0519	B
	M5	1.637	-1.1582	B
	M6	1.6418	-1.1651	B
	M11	0.6416	1.043	B
Okula aidiyet hissetme	M4	1.7039	-1.2523	B
Kültürel Varlık	-	-	-	-
Toplam Okuma	M5	0.6146	1.1440	B

Geniş ölçekli testlerde DMF belirlemede geleneksel yöntemler de dâhil olmak üzere en çok dikkate alınan değişken cinsiyet değişkeni olmuştur. Özellikle kategorik yapısı ve kültürel farklılıkların cinsiyet üzerinde yoğunlaşması, araştırmacıların DMF kaynağı olarak cinsiyete yönelmelerine neden olmuştur. Tablo 10'da sunulan PISA 2015 fen okuryazarlığı maddelerinin cinsiyete göre DMF sonuçları incelendiğinde, madde 9'un cinsiyet gruplarında farklı fonksiyonlaştığı görülmüştür. Geleneksel yöntemde bu

farklılığın etkisinin ise “B” yani orta büyüklükte olduğu görülmektedir. Gizil sınıf analizi sonucunda da aynı maddenin DMF içerdiği sonucuna ulaşılmıştır. Cinsiyetin test maddelerine olan etkisinin araştırıldığı çalışmalar olan Özmercan, (2015), Köse (2015), Şentürk (2019), Cozby (2019) ve Tiryaki’nin (2019) çalışmalarında araştırılan maddelerin cinsiyete göre DMF içerdiği raporlanmıştır. Sonuç olarak bu çalışmanın geleneksel ve gizil sınıf DMF analizi bulguları, alanyazındaki çalışmalarla tutarlılık göstermektedir.

Evdeki eğitim kaynakları (HEDRES) öğrencilerin başarılarını etkileyen önemli değişkenlerden biridir. Entorf ve Tatsi (2009), Chiu ve Xihua (2008), Visser, Juan ve Feza (2015) ve Gülleroğlu, Demir ve Demirtaşlı’nın (2014) yaptıkları araştırmada evdeki eğitim kaynaklarının öğrenci başarısını etkileyen bir faktör olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu çalışmada, alanyazındaki çalışmaların aksine evdeki eğitim kaynaklarının incelenen PISA 2015 fen maddeleri için bir DMF kaynağı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Evdeki varlıklar, araştırmacılar tarafından sosyo-ekonomik düzey içerisinde alınan bir değişken olmasına rağmen bazı çalışmalarda fen okuryazarlığını yordaması açısından ayrı bir değişken olarak da değerlendirilmiştir. Bu çalışmada fen okuryazarlığı maddelerinden madde 4, 5 ,6 ,8 ve 11’in evdeki varlık değişkenine göre DMF içerdiği sonucuna ulaşılmıştır. DMF etki büyüklüğü incelendiğinde; 4, 5 ve 6. maddenin “C” yani geniş; 8. ve 11. maddelerin ise “B” yani orta düzeyde DMF gösterdiği görülmektedir. Gizil sınıf analizi ile kıyaslandığında da 8. madde hariç diğer maddeler her iki yöntemde de DMF’li olarak bulunmuştur. Roe ve Hvistendahl (2006) ve Demir (2016) yaptıkları araştırmada evdeki varlıkların araştırdıkları örneklemin fen okuryazarlığını etkilediği, Çalışkan (2008) tarafından yapılan araştırmada ise evdeki varlıklar (HOMEPOS) ile fen başarısı arasında anlamlı bir ilişki bulunmadığı raporlanmıştır. Bu çalışmanın bulguları Roe ve Hvistendahl (2006) ve Demir’in (2016) yaptığı çalışmalara paralel Çalışkan’ın (2008) yaptığı çalışmayla çelişecek şekilde, evdeki varlıkların yanıtlayıcıların fen okuryazarlığını en yüksek oranda yordadığını göstermektedir.

Fen öğrenmekten zevk alma (JOYSCIE) değişkeni gizil sınıf yöntemi ile incelendiğinde madde 2 ve madde 4’ün bu değişkene göre DMF içerdiği görülmektedir. Diğer bir ifade ile fen öğrenmekten zevk alan ve almayan bireyler için fen okuryazarlığındaki iki madde farklı fonksiyonlaşmaktadır. Her iki maddede DMF’nin etki büyüklüğünün “B” yani orta düzeyde olduğu görülmektedir. Gizil sınıf yaklaşımı ile kıyaslandığında her iki yöntemde de 4. maddenin DMF içerdiği görülmektedir. Fonseca,

Valente ve Conboy (2011), Lam ve Lau (2014), Ainley M. ve Ainley J. (2011) ve Di Chiacchio, De Stasio ve Fiorilli'nün (2016) yaptıkları araştırmalarda fen öğrenmekten zevk almanın yanıtlayıcıların Fen'e yönelik tutumlarını olumlu yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Bu çalışmada, alanyazındaki çalışmaların paralel olarak fen öğrenmekten zevk alma (JOYSCIE) değişkeninin incelenen PISA 2015 fen maddeleri için bir DMF kaynağı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bilgi ve İletişim Teknolojileri (BİT) Kaynakları (ICTRES) PISA 2015'de öğrenci anketinde yer alan bir diğer değişkendir. Tablo 10 incelendiğinde; bilgi ve iletişim teknolojilerine ilişkin kaynaklara sahip olan ve olmayan öğrencilere göre madde 4, 5, 6, 7, 10 ve 11 no'lu maddelerin DMF gösterdiği görülmektedir. DMF etki büyüklüğü incelendiğinde ise sadece 4. Maddenin "B" yani orta düzeyde, diğer maddelerin ise geniş etki büyüklüğüne sahip oldukları bulunmuştur. Gizil sınıf yaklaşımı ile karşılaştırıldığında her iki yöntemde 4, 5, 6 ve 11 numaralı maddelerin DMF içerdiği görülmektedir. Demir, Kılıç ve Depren (2009), Delen ve Bulut (2011), Kubiato ve Vlckova (2010), Luu ve Freeman (2011), Erdoğan ve Erdoğan (2015) ve Kumlu (2018) yaptıkları çalışmada, BİT değişkeninin öğrencilerin fen başarısını etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Bu çalışmada, alanyazındaki çalışmaların paralel olarak Bilgi ve İletişim Teknolojileri (BİT) Kaynakları (ICTRES) değişkeninin incelenen PISA 2015 fen maddeleri için bir DMF kaynağı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Test Kaygısı PISA 2015 öğrenci anketinde yer alan ve DMF içermesi olası değişkenlerden biridir. Bu çalışmada fen okuryazarlığı maddelerinden madde 4, 5, 6 ve 11'in test kaygısı değişkenine göre DMF içerdiği bulunmuştur. DMF etki büyüklüğü incelendiğinde; 4, 5, 6 ve 11 numaralı maddelerin "B" yani orta düzeyde DMF gösterdiği görülmektedir. Gizil sınıf analizi ile kıyaslandığında da geleneksel DMF yönteminde DMF içerdiği tespit edilen bütün maddeler gizil sınıf yönteminde de DMF'li olarak bulunmuştur. Altun (2019), Tat, Koyuncu ve Gelbal (2019) test kaygısının fen okuryazarlığını yordadığını raporlamıştır. Aksu ve Doğan (2018), 2015 PISA verilerini karar ağacı yöntemi ile incelediği çalışmasında test kaygısı fen okuryazarlığını etkileyen bir faktör olarak karar ağacında yer almamıştır. Bu çalışmanın bulguları Altun (2019), Tat, Koyuncu ve Gelbal'ın (2019) yaptığı çalışmalara paralel, Aksu ve Doğan'ın (2018) yaptığı çalışmayla çelişecek şekilde, test kaygısı değişkeninin incelenen PISA 2015 fen maddeleri için bir DMF kaynağı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Öğrencilerin okula aidiyet duyguları araştırmacılar tarafından akademik başarıyı yordayan değişkenlerden biri olarak görülmektedir. Bu çalışmada fen okuryazarlığı

maddelerinden madde 5'in okula aidiyet duyguları değişkenine göre DMF içerdiği bulunmuştur. DMF etki büyüklüğü incelendiğinde bu maddenin “B” yani orta düzeyde DMF gösterdiği görülmektedir. Gizil sınıf analizi ile kıyaslandığında da 5. madde her iki yöntemde de DMF’li olarak bulunmuştur. Gökdal (2012) yaptığı araştırmada ergenlerin okula aidiyet duyguları ile başa çıkma stratejilerini incelemiş, araştırmaya katılan öğrencilerin aidiyet duygusu puanları yüksek ise akademik başarılarının da yüksek olduğu sonucuna ulaşmıştır. Allipour Birgani ve Shehni Yailagh (2016) lise öğrencileri ile yaptıkları çalışmada, okula aidiyet duygusu ile akademik öz-yeterlik arasında bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Van Ryzin, Gravely ve Roseth (2009) yaptıkları araştırmada aidiyet duygusu ile akademik katılım arasındaki bağlantıyı incelemişler ve sonuç olarak manidar bir ilişki bulmuşlardır. Okula aidiyet duygusu ile yapılan diğer çalışmalarda da, okula aidiyet duygusunun yüksek başarı ile ilişkisi olduğu belirtilmiştir (Adelabu, 2007; Anderman, 2002; Booker, 2006). Bu çalışmanın bulguları alanyazın ile paralel olacak şekilde, okula aidiyet duyguları değişkeninin incelenen PISA 2015 fen maddeleri için bir DMF kaynağı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kültürel Varlıklar (CULTPOSS) yanıtlayıcıların fen okuryazarlık başarısını yordayabilecek bir değişken olarak kovaryantlı modele dâhil edilmiştir. Bu çalışmada evdeki eğitim kaynağı PISA 2015 fen maddeleri için bir DMF kaynağı değildir. Bu çalışma, Gülleroğlu, Demir ve Demirtaşlı’nın (2014) ve Tzou, Lin ve Chang (2006) yaptıkları çalışmaların aksine Kültürel Varlıklar değişkeninin (CULTPOSS) incelenen PISA 2015 fen maddeleri için bir DMF kaynağı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Okuma becerileri ortalama puanı yine fen okuryazarlığını etkileyebilecek, yanıtlayıcıların soruyu anlama, kavrama ve yorumlama becerisi üzerinde etkili bir değişkendir. Bu çalışmada fen okuryazarlığı maddelerinden madde 4’ün ortalama okuma puanı değişkenine göre DMF içerdiği bulunmuştur. DMF etki büyüklüğü incelendiğinde bu maddenin “B” yani orta düzeyde DMF gösterdiği görülmektedir. Gizil sınıf analizi ile kıyaslandığında da 4. madde her iki yöntemde de DMF’li olarak bulunmuştur. Fang ve Wei (2010) ve Cromley (2009) yaptığı çalışmalara paralel olarak, okuma becerileri ortalama puanı değişkeninin incelenen PISA 2015 fen maddeleri için bir DMF kaynağı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yukarıda elde edilen sonuçlar ve yapılan tartışmalar neticesinde PISA 2015 uygulamasında da yer alan değişkenlerin bazılarının öğrenci başarısını yordadığı bazılarının ise DMF kaynağı oldukları ortaya konmuştur. Geleneksel DMF analizi ile gizil yaklaşıma dayalı DMF analiz sonuçları kıyaslandığında; her iki yöntemde de

cinsiyete, fen öğrenmekten zevk alma ve okula ait hissetme değişkenine göre bir, evdeki varlık, Bilgi ve İletişim Teknolojileri (BİT) Kaynakları ve test kaygısı değişkenlerine göre dört madde ortak olarak DMF göstermiştir.

Gizil DMF'yi açıklamada yukarıda incelenen değişkenlerin rolünün belirlenmesi diğer bir ifade ile geleneksel yaklaşım ile DMF kaynağı olduğu tespit edilen değişkenlerin gizil DMF'yi açıklamadaki etkisinin belirlenmesi için bu değişkenler kovaryant olarak 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM'ye eklenmiştir. Kovaryantın eklendiği 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM'nin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonları Ek 1-Ek9'da sunulmuştur. Kültürel varlık ve okuma becerisi değişkenleri modele kovaryant olarak eklendiğinde, Kernel yoğunluk fonksiyonlarının çift modlu olduğu görülmektedir. Bu durum örneklem büyüklüğünden kaynaklanabilir. Tahmin edilecek parametrelerin sayısının model kestirim doğruluğuna olumsuz etkisinden kaçınmak için geniş örneklemelerde çalışmak gerekmektedir (Li, Cohen, Bottge ve Templin, 2016).

Tablo 11'de bu değişkenlerin sırasıyla 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM'e eklenmesi sonucu oluşan gizil sınıf ayrımı ve doğruluğuna ilişkin bulgulara yer verilmiştir.

Tablo 11

Karma 2PLM'nin sınıflama doğruluğu ve kovaryantın gizil sınıflardaki dağılımı

	Entropi	O.O.		GS-1		GS-2		Toplam	
				f	%	f	%	f	%
Cinsiyet	0.784	1.305	Kız	212	54.5	56	47.9	268	52.96
			Erkek	177	45.5	61	52.1	238	47.04
			Toplam	389	100.00	117	100.00	506	100.00
Evdeki Eğitim kaynakları	0.753	1.119	Altı	316	67.4	24	64.9	340	67.19
			Üstü	153	32.6	13	35.1	166	32.81
			Toplam	469	100.00	37	100.00	506	100.00
Evdeki Varlıklar	0.807	0.811	Altı	438	92.4	30	93.8	468	92.25
			Üstü	36	93.8	2	6.3	38	7.75
			Toplam	474	100.00	32	100.00	506	100.00
Fen öğrenmekten zevk alma	0.789	0.903	Altı	53	40.5	161	42.9	214	42.29
			Üstü	78	59.5	214	57.1	292	57.71
			Toplam	131	100.00	375	100.00	506	100.00
Biltek	0.798	0.892	Altı	406	94.0	70	94.6	476	94.07
			Üstü	26	6.0	4	5.4	30	5.93
			Toplam	432	100.00	74	100.00	506	100.00
Kaygı	0.849	1.509	Altı	184	42.5	24	32.9	208	41.11
			Üstü	249	57.5	49	67.1	298	58.89
			Toplam	433	100.00	73	100.00	506	100.00
Okula aidiyet hissetme	0.793	1.525	Altı	116	77.9	249	69.7	365	72.13
			Üstü	33	22.1	108	30.3	141	27.87
			Toplam	149	100.00	357	100.00	506	100.00
Kültürel Varlık	0.713	0.877	Altı	155	45.2	79	48.5	234	46.25

(Devam Ediyor)

Tablo 11 (Devam)

Karma 2PLM'nin sınıflama doğruluğu ve kovaryantın gizil sınıflardaki dağılımı

Kültürel Varlık			Üstü	188	54.8	84	51.5	272	53.75
			Toplam	343	100.00	163	100.00	506	100.00
Toplam Okuma	0.76	1.154	Altı	99	50.0	143	46.4	242	47.83
			Üstü	99	50.0	165	53.6	264	52.17
			Toplam	198	100.00	308	100.00	506	100.00

Tablo 11’de sırasıyla sınıflama doğruluğunun bir ölçüsünü veren entropi değeri, gizil sınıflar ile kovaryant değişken arasındaki ilişkinin gücünün bir ölçüsü olan odds oranı ve kovaryant değişkenin gizil sınıflardaki dağılımını veren frekans ve yüzde değerlerine yer verilmiştir. Öncelikle gizil sınıf doğruluğunun bir ölçüsü olan entropi değerleri incelendiğinde, kültürel varlık değişkeni dışındaki her bir değişkenin modele her seferinde tek bir kovaryant eklenildiği durumdaki sınıflama doğruluğunun 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM’nin sınıflama doğruluğuna göre (0.747) artış gösterdiği görülmektedir. Bu bulgu kovaryant değişkenlerin gizil sınıfların bir yordayıcısı olabileceğinin bir göstergesidir. Alanyazında da benzer bulgular yer almaktadır. Smit, Kelderman ve van der Flier (2000) kovaryant değişken ile gizil değişken arasındaki ilişki güçlendikçe bireylerin gizil sınıflara doğru atanma yüzdesinin artış gösterdiğini belirtmişlerdir. Lubke ve Muthen (2005) gizil sınıf analizinde kovaryant değişkenin eklenmesi durumunda sınıflama hata oranının düştüğünü belirtmiştir. Öte yandan sınıflama doğruluğundaki artış modele eklenen kovaryantın önsel bir bilgi kaynağı olarak görev yapmasından kaynaklı olabilir. Nitekim Cho, Cohen ve Kim (2013), KRM’ye kovaryant değişkenin dahil edilmesinin bir önsel bilgi kaynağı olarak görev yaptığını ve parametre kestirimini olumlu yönde etkilediğini belirtmiştir.

Değişken bazında entropi değerleri incelendiğinde, en yüksek entropi değerine sahip değişken test kaygısı değişkeni “0.85” ‘dir. Test kaygısı 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM’ye kovaryant olarak dahil edildiğinde gizil sınıflama doğruluğu orta düzeyden yüksek düzeye yükselmiştir. Bu bulgu test kaygısının gizil sınıfların bir yordayıcısı olduğunu göstermektedir. Diğer bir ifade ile kaygı değişkeninin modele dahil edilmesi gizil sınıf ayrımını netleştirmektedir. Öte yandan test kaygısı değişkeninin gizil sınıflar ile örtüşme oranını veren odds oranı incelendiğinde ise yine diğer değişkenlere nazaran yüksek odds oranına sahip olmasına rağmen test kaygısının gizil sınıflarla örtüşme düzeyinin düşük olduğu görülmüştür. Bu bulgu kovaryant değişkenin gizil sınıflara dağılımında homojen bir örüntünün söz konusu olmadığını göstermektedir. Nitekim test

kaygısı değişkeninin gizil sınıflara dağılımı incelendiğinde her iki sınıfta da test kaygısı düzeyi düşük ve yüksek olan bireylerin heterojen dağıldığı görülmektedir. Sonuç olarak test kaygısı değişkeni sınıflama doğruluğunu arttırmış olmasına rağmen gizil sınıflar arasındaki DMF'nin gerçek bir kaynağı olarak bulunmamıştır. Dördüncü araştırma sorusundan elde edilen yanıtlar 4. 5. ve 6. maddelerin hem geleneksel hem de gizil yaklaşımda DMF içerdiğini göstermiştir. Ancak test kaygısı değişkeninin gizil sınıflara heterojen olarak dağılması, fen okuryazarlığı maddelerine bireylerin tepkilerinde kaygı düzeylerinden farklı bir boyutun etkisi olduğuna yönelik kanıt sağlamıştır. Öte yandan kaygının sınıflama doğruluğunu arttırıcı yönde etki etmesi kaygının bir önsel bilgi kaynağı olarak da görev yaptığının da bir göstergesi olabilir.

Tablo 11'e göre en yüksek ikinci entropi değerine sahip değişken evdeki varlıktır. Evdeki varlık değişkeni 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM'ye kovaryant olarak eklendiğinde sınıflama doğruluğu ortadan yüksek düzeye "0.81" çıkmıştır. Bu bulgu evdeki varlık değişkeninin gizil sınıfların bir yordayıcısı olduğunu göstermektedir. Diğer bir ifade ile evdeki varlık değişkeni kovaryant olarak modele dâhil edildiğinde bireylerin gizil sınıflara atanma doğruluğu artış göstermiştir. Evdeki varlık değişkeninin odds oranı incelendiğinde ise bu değer "0.81" civarında olduğu görülmektedir. Bu değer evdeki varlık değişkeninin gizil sınıflar ile örtüşmesinin olmadığını bir göstergesidir. Yani kovaryant değişkenin gizil sınıflara dağılımında homojen bir örüntü söz konusu değildir. Evdeki varlık değişkeninin gizil sınıflara dağılımı incelendiğinde de evdeki varlık düzeyinin düşük ve yüksek olduğu bireylerin her iki sınıfta heterojen olarak dağıldığı görülmektedir. Bu bulgu evdeki varlık değişkeninin sınıflama doğruluğunu arttırmış olmasına rağmen gizil sınıflar arasındaki DMF'nin bir açıklayıcısı olmadığını bir göstergesidir. Evdeki varlık değişkenine göre hem geleneksel hem de gizil yaklaşımda 4. 5. 6. ve 11. maddeler DMF içermiş olmasına rağmen evdeki varlık değişkeninin gizil sınıflara heterojen olarak dağılması, fen okuryazarlığı maddelerine bireylerin tepkilerinde evdeki varlık düzeylerinden farklı bir boyutun etkisi olduğunu göstermektedir. Bu durumda evdeki varlık değişkeninin sınıflama doğruluğunu arttırıcı yönde etki etmesi evdeki varlık değişkeninin bir önsel bilgi kaynağı olarak görev yaptığını gösterebilir.

Tablo 11 incelendiğinde kaygı ve evdeki varlık değişkeninden sonra entropi değeri en yüksek olan değişkenler sırasıyla bilgi ve teknoloji iletişim kaynakları, okula ait hissetme, fen öğretiminden zevk alma, cinsiyet, okuma becerisi ve evdeki eğitim kaynakları değişkenleridir. Bu değişkenlerin kovaryant olarak dâhil edildiği 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM entropi değerleri Karma 2PLM'ye göre artış göstermiş olmakla

birlikte sınıflama doğruluğu yine orta düzeydedir (Clark ve Muthen, 2009). Dolayısıyla bu değişkenlerin her biri modele dâhil edildiğinde sınıflama doğruluğu yükselmiş olmasına rağmen bu değişkenlerin odds oranları gizil değişken ile örtüşmelerinin düşük olduğunu göstermektedir. Bu değişkenlerin gizil sınıflara dağılımları da incelendiğinde, her bir gizil sınıfa heterojen olarak dağılmış oldukları görülmektedir. Dolayısıyla bu değişkenler de gizil sınıflar arasındaki DMF'nin kaynağı olarak saptanamamıştır.

Kültürel varlık değişkeni 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM'ye kovaryant olarak dâhil edildiğinde sınıflama doğruluğu orta düzeyin alt sınırına "0.71" gerilemiştir. Ek 15 ve Ek 16'da sunulan sınıflama oranına ilişkin Kernel yoğunluk fonksiyonu incelendiğinde çift modlu bir grafik gözlenmektedir. Dolayısıyla bu değişkenin kovaryant olarak eklendiği modelin model veri uyumu sağlanamamıştır. Değişkenin gizil sınıflara dağılımı incelendiğinde de heterojen bir yapının olduğu görülmektedir.

Sonuç olarak bu çalışmada; her biri gözlenen değişkene göre DMF kaynağı olarak belirlenen kaygı, cinsiyet, evdeki varlıklar, bilgi ve teknoloji iletişim kaynakları, fen öğretiminden zevk alma, okula ait hissetme ve okuma becerisi değişkenleri 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM'ye kovaryant değişken olarak eklendiklerinde gizil sınıflarda homojen bir dağılım göstermemişlerdir. Dolayısıyla bu durum fen okuryazarlığı maddelerine bireylerin tepkilerinde bahsi geçen değişkenlerden farklı bir boyutun etkisi, dolayısıyla gizil sınıfların oluştuğuna bir kanıt oluşturmaktadır. Öte yandan cinsiyet, evdeki varlıklar, bilgi ve teknoloji iletişim kaynakları, fen öğretiminden zevk alma, okula ait hissetme değişkenlerinin modele kovaryant değişken olarak dâhil edilmesi ile sınıflama doğruluğu indeksinin yükselmesi ise kovaryant değişkenlerin gizil değişkenin bir yordayıcısı olabileceği, dolayısıyla önsel bilgi kaynağı olarak görev yaptığının bir göstergesi olarak yorumlanabilir.

Beşinci Araştırma Sorusuna İlişkin Bulgular ve Yorum

Beşinci araştırma sorusunda 2 Gizil Sınıflı Karma 2PLM ile kovaryant değişkenlerin eklendiği 2 Gizil Sınıflı Karma 2PLM'ye göre kestirilen yetenek parametreleri arasındaki ilişki incelenmiştir. Tablo 12'de 2 Gizil Sınıflı Karma 2PLM ile kestirilen yetenek parametreleri ile kovaryantın eklendiği model arasındaki korelasyonlara yer verilmiştir.

Tablo 12

K-2PLM ile K-2PLM- Kovaryant Arasındaki Korelasyon Değerleri

Kovaryantın Eklendiği K-2PLM	K-2PLM
K-2PLM-Cinsiyet	0.992**
K-2PLM- Evdeki Eğitim	0.992**
K-2PLM-Evdeki Varlık	0.995**
K-2PLM- Fen E. Zevk A.	0.977**
K-2PLM- Bilgi ve Teknoloji	0.991**
K-2PLM- Kaygı	0.991**
K-2PLM- Okula Ait Hissetme	0.965**
K-2PLM- Okuma Becerisi	0.994**

** Anlamlılık düzeyi 0.01

Tablo 12 incelendiğinde; kovaryantın eklendiği her bir 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM ‘ye göre kestirilen yetenek parametreleri ile 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM’den kestirilen yetenek parametreleri arasındaki ilişki pozitif ve neredeyse 1’e yakındır. Bir testte değişen madde fonksiyonu içeren maddelerin olması test puanlarına sistematik hata karışmasından dolayı test puanlarının geçerliğini düşürür. Bu geçerlik sorunu alınan test için bir grubun diğer gruba göre avantajlı ya da dezavantajlı olduğunun göstergesidir. Diğer bir ifade ile ölçülen özelliğin dışında bir nedenden dolayı bir grubun test puanlarının daha yüksek veya düşük kestirilmesine sebep olmaktadır. Bu çalışmada cinsiyet, evdeki varlıklar, bilgi ve teknoloji iletişim kaynakları, fen öğretiminden zevk alma, okula ait hissetme ve okuma becerisi gözlenen değişkene göre DMF kaynağı olarak belirlenmiştir. Ancak bu değişkenlerin modele dâhil edilmesinin yetenek kestirimine anlamlı bir etkisi olmamıştır. Dolayısıyla gözlenen değişkene göre yapılan DMF analizleri sonucunda değişkenin DMF gösterdiğinin belirlenmesi o değişkenin gerçek DMF kaynağı olmayabileceğinin bir göstergesidir.

BÖLÜM 5

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu bölümde araştırmadan edinilen sonuç ve önerilere yer verilmiştir. Elde edilen sonuçlardan yola çıkarak gelecekte yapılması planlanan uygulamalara ve araştırmalara yönelik önerilere yer verilmiştir.

Sonuçlar

- PISA 2015 fen okuryazarlığı testinin 11 maddesinden alınan veriler 506 kişilik Türkiye örnekleme için MTK'nın varsayımları olan tek boyutluluk, monotonluk ve yerel bağımsızlık varsayımlarını karşılamıştır. MTK ve Karma MTK modelleri ile yapılan kestirimler sonucunda PISA 2015 fen maddelerinin iki gizil sınıflı Karma 2 PLM'ye uygun olduğu bulunmuştur. 2 Gizil Sınıflı Karma 2PLM model temel alınarak analizler gerçekleştirilmiş ve yanıtlayıcıların yaklaşık %91'nin birinci gizil sınıfta, %9'unun ise ikinci gizil sınıfta yer aldığı sonucuna ulaşılmıştır. Sınıflama oranına ilişkin Kernel yoğunluk grafiği model veri uyumunun bir göstergesi olarak belirlenmiş (Cho, 2007; Akt: Sırgancı, 2019) veri setinin gizil sınıf ayrımının 2 Gizil Sınıflı Karma 2 PLM'yegöre model veri uyumu sınıflama oranına ilişkin Kernel yoğunluk grafiği incelenmiştir. Kernel yoğunluk grafiği, model veri uyumunun bir göstergesi olarak ele alınmış ve veri setinin 2 Gizil Sınıflı Karma 2PLM'ye göre model veri uyumunu sağladığı bulunmuştur.
- Araştırmanın nihai amacı olan PISA 2015 Türkiye fen okuryazarlığı maddelerinin gizil sınıf yöntemiyle DMF içerip içermediğine araştırmanın üçüncü sorusunda bakılmıştır. Madde 5, 6, 9 ve 11'in tek biçimli, madde 4'ün ise hem tek biçimli hem de tek biçimli olmayan DMF gösterdiği bulunmuştur. Bu sonuçla beraber PISA 2015 fen okuryazarlığı maddelerinden incelenen 11 maddenin 5'inin DMF içerdiği sonucuna ulaşılmıştır.
- Bu çalışmada “cinsiyet, evdeki varlıklar, bilgi ve teknoloji iletişim kaynakları, fen öğretiminden zevk alma, okula ait hissetme ve okuma becerisi” gözlenen

değişkenlerine göre DMF kaynağı olarak belirlenmiş olup, bunların gizil sınıfları açıklamada yetersiz kaldığı bulunmuştur. Bu durum bireylerin fen okuryazarlığı maddelerine ilişkin tepkilerinde bu değişkenlerden farklı bir boyutun etkisi ile gizil sınıflara ayrıldıklarını göstermektedir. Cohen ve Bolt, (2005) cinsiyete göre DMF analizi yaptıkları çalışmalarında cinsiyetin bir DMF kaynağı olduğunu belirtmişlerdir. Ancak gizil sınıf analizi sonucunda bilişsel bir özelliğin başka bir DMF kaynağı olduğunu ve sadece gözlenen grup değişkenine göre yapılan DMF analizlerinin DMF'nin asıl kaynağını belirlemede yetersiz kaldığını belirtmişlerdir. Alanyazında DMF'nin kaynağını belirlemede karma modellere dayalı yöntemlerin daha iyi sonuçlar verdiği de ortaya konmuştur (Ackerman 1992; Cho, Suh ve Lee, 2016, Cohen ve Bolt, 2005; De Ayala vd. 2002; Maij-de Meij, Kelderman ve van der Flier, 2010; Rost, 1990; Samuelsen, 2005, Sırgancı, 2019). Sonuç olarak gözlenen değişkene göre DMF kaynağı olarak belirlenen bir değişkenin gizil sınıflara ilişkin DMF'nin asıl kaynağının gözden kaçırılmasına neden olabileceği sonucuna varılmıştır.

- “Cinsiyet, evdeki varlıklar, bilgi ve teknoloji iletişim kaynakları, fen öğretiminden zevk alma, okula ait hissetme” değişkenleri modele ayrı ayrı kovaryant değişken olarak dâhil edildiğinde bireylerin sınıflara atanma doğruluğu yükselmiştir. Dolayısıyla bu çalışmada kovaryant değişkenin gizil değişkenin bir yordayıcısı ya da önsel bilgi kaynağı olarak görev yaptığı sonucuna ulaşılmıştır.
- Bu çalışmada gözlenen değişkene dayalı DMF kaynağı olan değişkenlerin karma MTK modele dahil edildiğinde gizil sınıflarla örtüşme oranının oldukça düşük olduğu gözlenmiştir. Yine bu değişkenler karma MTK modele dahil edildiğinde bireylerin yetenek parametre kestiriminde anlamlı düzeyde bir değişime neden olmamışlardır. Ölçme işlemlerinde nihai amaç bireylerin gerçek yeteneklerinin en az hata ile kestirilmesidir. Dolayısıyla bir değişken her ne kadar gözlenen değişkene dayalı DMF kaynağı olsa da bu değişkenler gerçek yeteneğin belirlenmesinde anlamlı bulunmamıştır. Bu çalışma gözlenen değişkene dayalı DMF kaynağının gizil değişken ile zayıf düzeyde ilişkisi olması durumunda, test sonuçlarının geçerliğini önemli ölçüde etkilemediğini göstermiştir.

Öneriler

Araştırmacılara,

- Bu araştırmada örneklem büyüklüğü bir sınırlılıktır. Gerçek veri çalışmasının büyük örneklemelerde tekrarlanarak, örneklem büyüklüğünün etkisinden arı sonuçlar incelenebilir.
- Gizil değişken ile güçlü ilişkiye sahip değişkenler ele alınarak diğer geniş ölçekli test uygulamalarında gizil sınıfa dayalı DMF çalışmalarının yapılması ve gizil değişken ile güçlü ilişkiye sahip bu değişkenlerin bu durumda yetenek kestirimine etkisinin incelenmesi önerilebilir.
- TIMSS, ABİDE, PIRLS, ICLS, TEDS-M ve PIAAC gibi farklı geniş ölçekli testlerin DMF'ları uygulanan gizil sınıf yöntemiyle incelenebilir.

Uygulayıcılara;

- Gizil değişkene dayalı DMF analizleri DMF'nin gerçek kaynağını belirlemede daha hassas olduğu için test geçerliğinin sağlanmasında gizil yaklaşıma dayalı modellerin kullanılması önerilir.

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(1), 67-91.
- Adams, R. J., & Rowe, K. J. (1988). Item bias. John Philip Keeves (Ed.), *Educational research, methodology, and measurement: An international handbook*, (pp.398-403), New York, N.Y. : Pergamon.
- Adedoyin, O. O. (2010). Using IRT approach to detect gender biased items in public examinations: A case study from the Botswana junior certificate examination in mathematics. *Educational Research and Reviews*, 5(7), 385-399.
- Adelabu, D. H. (2007). Time perspective and school membership as correlates to academic achievement among African American adolescents. *Adolescence*, 42(167), 525.
- AERA. (2014). *Standards for educational and psychological testing*, (pp.11-31), Washington DC.
- Ainley, M., & Ainley, J. (2011). A cultural perspective on the structure of student interest in science. *International Journal of Science Education*, 33(1), 51-71.
- Akaike, H. (1973). Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models. *Biometrika*, 60(2), 255-265.
- Aksu, G., ve Doğan, N. (2018). Veri Madenciliğinde Kullanılan Öğrenme Yöntemlerinin Farklı Koşullar Altında Karşılaştırılması. *Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Fakültesi Dergisi*, 51(3), 71-100.
- Allipour Birgani, S., & Shehni Yailagh, M. (2016). The causal relationship between teacher affective support with performance in English using the mediation of sense of belonging, enjoyment, hopelessness, self-efficacy, and academic effort. *Development Strategies in Medical Education*, 3(1), 49-59.
- Alpar, R. (2013). *Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemler*. Ankara, Detay Yayıncılık.
- Anderman, E. M. (2002). School effects on psychological outcomes during adolescence. *Journal of educational psychology*, 94(4), 795.
- Arıcı, Ö. (2019). *PISA 2015 Sonuçlarına Göre Türkiye'deki Öğrencilerin İşbirlikli Problem Çözme Becerileriyle İlişkili Faktörlerin Aracılık Modelleriyle İncelenmesi*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Ankara Üniversitesi, Ankara, Türkiye.
- Başusta, N. B. (2013). *Pisa 2006 Fen Başarı Testinin Madde Yanlılığının Kültür ve Dil Açısından İncelenmesi*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Ankara: Hacettepe Üniversitesi, Ankara, Türkiye.
- Best, N. G., Carlin, B. P., & Van Der Linde, A. (2002). Bayesian measures of model complexity and fit. *Journal Of The Royal Statistical Society: Series (statistical methodology)*, 64(4), 583-639.

- Berberoğlu, G. (1995). Differential item functioning (DIF) Analysis of computation, word problem and geometry questions across gender and SES groups. *Studies in Educational Evaluation*, 21(4), 439-56.
- Bernstein, B. B. (2000). *Pedagogy, symbolic control, and identity: theory, research, critique*. Lanham, MD: Rowman & Littlefield Publishers.
- Bilir, M. K. (2009). *Mixture Item Response Theory-Mimic Model: Simultaneous Estimation of Differential Item Functioning for Manifest Groups and Latent Classes*. (Unpublished doctoral dissertation). Florida State University, Florida, USA.
- Booker, K. C. (2006). School belonging and the African American adolescent: What do we know and where should we go?. *The High School Journal*, 89(4), 1-7.
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: basic concepts, applications, and programming*. New York: Routledge Academic..
- Camilli, G., Shepard, L. A., & Shepard, L. (1994). *Methods For Identifying Biased Test Items* (Vol. 4). Thousand Oaks, CA:Sage.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (1999). Testing factorial invariance across groups: A reconceptualization and proposed new method. *Journal of Management*, 25(1), 1-27.
- Chiu, M. M., & Xihua, Z. (2008). Family and motivation effects on mathematics achievement: Analyses of students in 41 countries. *Learning and Instruction*, 18(4), 321-336.
- Cho, S.J. (2007). *A multilevel mixture IRT model for DIF analysis* (Doctoral dissertation) Florida State University, Florida, USA. Retrieved from https://getd.libs.uga.edu/pdfs/cho_sun-joo_200712_phd.pdf. Retrived Date 18.12.2019
- Cho, S. J., Cohen, A. S., & Kim, S. H. (2013). Markov chain Monte Carlo estimation of a mixture item response theory model. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 83(2), 278-306.
- Cho, S. J., Suh, Y., & Lee, W. Y. (2016). An NCME instructional module on latent DIF analysis using mixture item response models. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 35(1), 48-61.
- Choi, Y., Alexeev, N., & Cohen, A. (2015). DIF Analysis using a Mixture 3PL Model with a Covariate on the TIMSS 2007 Mathematics Test. *KAERA Research Forum* (Vol. 1, No. 1, pp. 4-14).
- Clark, S. L., & Muthén, B. (2009). Relating latent class analysis results to variables not included in the analysis. Retrieved from: <https://www.statmodel.com/download/relatinglca.pdf>. Retrived Date 18.12.2019
- Clauser, B. E., & Mazor, K. M. (1998). Using statistical procedures to identify differentially functioning test items. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 17(1), 31-44.
- Clogg, C. C. (1988). Latent class models for measuring. In *Latent trait and latent class models*. Rolf Langeheine & Jürgen Rost (Editors)(pp. 173-205). Springer, Boston, MA.

- Cohen, A. S., & Bolt, D. M. (2005). A mixture model analysis of differential item functioning. *Journal of Educational Measurement*, 42(2), 133-148.
- Cohen, R. J., Swerdlik, M. E., & Sturman, A. D. (2013). Psychological testing and assessment: an introduction to tests and measurement. New York: McGraw-Hill.
- Cohen, A. S., Wollack, J. A., Bolt, D. M., & Mroch, A. A. (2002). *A mixture Rasch model analysis of test speededness*. In Annual Meeting of The American Educational Research Association, New Orleans, LA.
- Collins, L. M., ve Lanza, S. T. (2010). *Latent class and latent transition analysis: With applications in the social, behavioral, and health sciences*. Hoboken, NJ: Wiley..
- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. Holt, Rinehart and Winston, Orlando, FL.
- Çakan, M. (2003). Geniş ölçekli başarı testlerinin eğitimindeki yeri ve önemi. *Eğitim ve Bilim*, 28(128), 19-26.
- Çalışkan, M. (2008). *The impact of school and student related factors on scientific literacy skills in the programme for international student assessment-PISA 2006*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Ankara, Türkiye.
- Çelik, M. (2019). *PISA 2015 matematik alt testinin eğitim bölgeleri ve cinsiyete göre değişen madde fonksiyonunun incelenmesi*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Gaziantep Üniversitesi, Gaziantep, Türkiye.
- Çepni, Z. (2011). *Değişen madde fonksiyonlarının sibtest, Mantel Haenzsel, lojistik regresyon ve madde tepki kuramı yöntemleriyle incelenmesi*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Hacettepe Üniversitesi, Ankara, Türkiye.
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu G. ve Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal Bilimler İçin Çok Değişkenli İstatistik: SPSS ve LISREL Uygulamaları* (5. Baskı). Ankara: Pegem Akademi.
- Cromley, J. G. (2009). Reading achievement and science proficiency: International comparisons from the programme on international student assessment. *Reading Psychology*, 30(2), 89-118.
- Dai, Y. (2013). A mixture Rasch model with a covariate: A simulation study via Bayesian Markov chain Monte Carlo estimation. *Applied Psychological Measurement*, 37(5), 375-396.
- Dayton, C. M., Dayton, M. C., & Fox, J. (1998). *Latent class scaling analysis* (No. 126). Thousand Oaks, CA: Sage.
- De Ayala, R. J., Kim, S. H., Stapleton, L. M., & Dayton, C. M. (2002). Differential item functioning: A mixture distribution conceptualization. *International Journal of Testing*, 2(3-4), 243-276.
- Delen, E., & Bulut, O. (2011). The relationship between students' exposure to technology and their achievement in science and math. *The Turkish Online Journal of Educational Technology*, 10(3), 311-317.
- DeMars, C. E. (1998). Gender differences in mathematics and science on a high school proficiency exam: The role of response format. *Applied Measurement in Education*, 11(3), 279-299.

- DeMars, C. (2010). *Item Response Theory: Understanding Statistics Measurement.* Oxford University Press, Oxford.
- Demir, E. (2016). Characteristics of 15-Year-Old Students Predicting Scientific Literacy Skills in Turkey. *International Education Studies*, 9(4), 99-107.
- Demir, İ., Kilic, S., & Depren, O. (2009). Factors Affecting Turkish Students' Achievement in Mathematics. *US-China Education Review*, 6(6), 47-53.
- Di Chiacchio, C., De Stasio, S., & Fiorilli, C. (2016). Examining how motivation toward science contributes to omitting behaviours in the Italian PISA 2006 sample. *Learning and Individual Differences*, 50, 56-63.
- Devine, P. J., & Raju, N. S. (1982). Extent of overlap among four item bias methods. *Educational and Psychological Measurement*, 42(4), 1049-1066.
- Doğan, N., ve Öğretmen, T. (2010). Değişen madde fonksiyonunu belirlemede mantel-haenszel, ki-kare ve lojistik regresyon tekniklerinin karşılaştırılması. *Eğitim ve Bilim*, 33(148), 100-112.
- Embretson, S. E. (2000). Multidimensional measurement from dynamic tests: Abstract reasoning under stress. *Multivariate Behavioral Research*, 35(4), 505-542.
- Entorf, H., & Tatsi, E. (2009). Migrants at school: educational inequality and social interaction in the UK and Germany, *IZA DP No. 4175*, Bonn, Germany.
- Erdoğan, F., & Erdoğan, E. (2015). The impact of access to ICT, student background and school/home environment on academic success of students in Turkey: An international comparative analysis. *Computers & Education*, 82, 26-49
- Erkuş, A., Sünbül, Ö., Yormaz, S., ve Aşiret, S. (2017). Psikolojide ölçme ve ölçek geliştirme-II ölçme araçlarının psikometrik nitelikleri ve ölçme kuramları. Ankara: Pegem Yayıncılık.
- Fang, Z., & Wei, Y. (2010). Improving middle school students' science literacy through reading infusion. *The Journal of Educational Research*, 103(4), 262-273.
- Finch, W. H., & French, B. F. (2018). *Educational and Psychological Measurement*. New York: Routledge.
- Fonseca, J., Valente, M. O., & Conboy, J. (2011). Student characteristics and PISA science performance: Portugal in cross-national comparison. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 12, 322-329.
- Forman, E. (1989). The role of peer interaction in the social construction of mathematical knowledge. *International Journal of Educational Research*, 13(1), 55-70.
- Gelin, M. N. (2005). *Type I error rates of the DIF MIMIC approach using Joreskog's covariance matrix with ML and WLS estimation* (Doctoral dissertation), University of British Columbia, Vancouver, Canada.
- Gierl, M. J. (2000). Construct Equivalence on Translated Achievement Tests. *Canadian Journal of Education*, 4(25), 280-296.
- Gill, J. (2014). *Bayesian methods: A social and behavioral sciences approach*. Boca Raton: Chapman and Hall/CRC Press.
- Gomez-Benito, J., & Navas-Ara, M. J. (2000). A Comparison of χ^2 , RFA and IRT Based Procedures in the Detection of DIF. *Quality and Quantity*, 34(1), 17-31.

- Goodman, L. (2002). Latent Class Analysis: The Empirical Study of Latent Types, Latent Variables, and Latent Structures. In J. Hagenaars & A. McCutcheon (Eds.), *Applied Latent Class Analysis* (pp. 3-55). Cambridge: Cambridge University Press. doi:10.1017/CBO9780511499531.002.
- Gökdağ, Ö. A. (2012). Ergenlerin okula aidiyet duyguları ve başa çıkma stratejilerinin incelenmesi. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Sakarya Üniversitesi, Sakarya, Türkiye.
- Gülleroğlu H.D., Demir, S. B., ve Demirtaşlı, N. (2014). Türk öğrencilerinin PISA 2003-2006-2009 dönemlerindeki okuma becerilerini yordayan sosyoekonomik ve kültürel değişkenlerin araştırılması. *Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Fakültesi Dergisi*, 47(2), 201-222.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). Multivariate data analysis. Englewood Cliff. New Jersey, USA, 5(3), 207-219.
- Hagenaars, J. A. (1990). *Categorical longitudinal data: Log-linear panel, trend, and cohort analysis*. London: Sage Publications, Inc.
- Hambleton, R. K. Swaminathan. (1985). *Item response theory*. Boston: Springer Science & Business Media.
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Rogers, H. J. (1991). *Fundamentals of item response theory*. London: Sage.
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. Oxford university press, Oxford.
- Hays, R. D., Morales, L. S., & Reise, S. P. (2000). Item response theory and health outcomes measurement in the 21st century. *Medical care*, 38(9), 11-28
- Hidalgo, M. D., & Lopez-Pina, J. A. (2004). Differential item functioning detection and effect size: A comparison between logistic regression and Mantel-Haenszel procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 64(6), 903-915.
- Holland, P. W., & Wainer, H. (1993) *Differential item functioning*. 1993 Hillsdale, Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Evaluating model fit: a synthesis of the structural equation modelling literature. In *7th European Conference on research methodology for business and management studies* (pp. 195-200).
- Hu, J., Leite, W. L., & Gao, M. (2017). An evaluation of the use of covariates to assist in class enumeration in linear growth mixture modeling. *Behavior research methods*, 49(3), 1179-1190.
- Huang, X., Wilson, M., & Wang, L. (2016). Exploring plausible causes of differential item functioning in the PISA science assessment: language, curriculum or culture. *Educational Psychology*, 36(2), 378-390.
- Jacobucci, R., & Grimm, K. J. (2018). Comparison of frequentist and Bayesian regularization in structural equation modeling. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 25(4), 639-649.
- Joreskog, K. G. (1999). How large can a standardized coefficient be. Retrived from: <http://www.statmodel.com/download/Joreskog.pdf>

- Kayrı, M. (2007). Araştırmalarda İki Aşamalı Kümeleme (Two-Step Clustering) Analizi ve Bir Uygulaması. *Eurasian Journal of Educational Research (EJER)*, (28),36-42.
- Kelderman, H., & Macready, G. B. (1990). The use of loglinear models for assessing differential item functioning across manifest and latent examinee groups. *Journal of Educational Measurement*, 27(4), 307-327.
- Kirsch, I., Lennon, M., von Davier, M., Gonzalez, E., & Yamamoto, K. (2013). On the growing importance of international large-scale assessments. In *The role of international large-scale assessments: Perspectives from technology, economy, and educational research* (pp. 1-11). Springer, Dordrecht.
- Klieme, E., & Baumert, J. (2001). Identifying national cultures of mathematics education: Analysis of cognitive demands and differential item functioning in TIMSS. *European journal of psychology of education*, 16(3), 385.
- Kline, R. B. (2016). Principles and practice of structural equation modeling. New York: The Guilford Press.
- Köse, İ. A. (2015). Pisa 2009 öğrenci anketi alt ölçeklerinde (q32-q33) bulunan maddelerin değişen madde fonksiyonu açısından incelenmesi. *Kastamonu Eğitim Dergisi*, 23(1), 227-240.
- Kruschke, J. K. (2010). What to believe: Bayesian methods for data analysis. *Trends In Cognitive Sciences*, 14(7), 293-300.
- Kruschke, J. K. (2015). *Doing Bayesian data analysis: a tutorial with R, Jags, and Stan*. Amsterdam: Elsevier/AP.
- Kubiatko, M., & Vlckova, K. (2010). The relationship between ICT use and science knowledge for Czech students: A secondary analysis of PISA 2006. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 8(3), 523-543.
- Kumlu, Y.. (2018). *Türkiye'de PISA Uygulamasına Katılan Öğrencilerin Bilgi ve İletişim Teknolojilerine Erişimlerinin PISA Sonuçlarını Yordama Düzeyleri* (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Hacettepe Üniversitesi, Ankara, Türkiye.
- Lam, T. Y. P., & Lau, K. C. (2014). Examining factors affecting science achievement of Hong Kong in PISA 2006 using hierarchical linear modeling. *International Journal of Science Education*, 36(15), 2463-2480.
- Lazarsfeld, P. F., & Henry, N. W. (1968). *Latent structure analysis*. Boston: Houghton Mifflin Co..
- Le, L. T. (2014). Investigating gender differential item functioning across countries and test languages for PISA science items. *International Journal of Testing*, 9(2), 122-133.
- Lee, Y. W. (2004). Examining passage-related local item dependence (LID) and measurement construct using Q3 statistics in an EFL reading comprehension test. *Language testing*, 21(1), 74-100.
- Li, F., Cohen, A., Bottge, B., & Templin, J. (2016). A latent transition analysis model for assessing change in cognitive skills. *Educational and Psychological Measurement*, 76(2), 181-204.

- Lin, T. H., & Dayton, C. M. (1997). Model selection information criteria for non-nested latent class models. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 22(3), 249-264.
- Li, T. (2014). *Different Approaches to Covariate Inclusion in the Mixture Rasch Model*. (Unpublished doctoral dissertation), University of Maryland, Maryland, USA.
- Lim, R. G., & Drasgow, F. (1990). Evaluation of two methods for estimating item response theory parameters when assessing differential item functioning. *Journal of Applied Psychology*, 75(2), 164.
- Lin, S. W., & Tai, W. C. (2015). Latent Class Analysis of Students' Mathematics Learning Strategies and the Relationship between Learning Strategy and Mathematical Literacy. *Universal Journal of Educational Research*, 3(6), 390-395.
- Lin, P. Y., & Lin, Y. C. (2014). Examining student factors in sources of setting accommodation DIF. *Educational and Psychological Measurement*, 74(5), 759-794.
- Lord, F. (1952). *A theory of test scores*. Philadelphia Pa.: G.S. Ferguson.
- Lord, F. M. (1980). *Application of Item Response Theory to Practical Testing Problems*. Hillsdale, NJ, Lawrence Erlbaum Ass.
- Lord, F.M. & Novick, M.R. (1968) *Statistical Theories of Mental Test Scores*. Addison-Wesley, Menlo Park.
- Lubke, G. H., & Muthén, B. (2005). Investigating population heterogeneity with factor mixture models. *Psychological methods*, 10(1), 21.
- Luu, K., & Freeman, J. G. (2011). An analysis of the relationship between information and communication technology (ICT) and scientific literacy in Canada and Australia. *Computers & Education*, 56(4), 1072-1082.
- Maij-de Meij, A. M., Kelderman, H., & van der Flier, H. (2010). Improvement in detection of differential item functioning using a mixture item response theory model. *Multivariate Behavioral Research*, 45(6), 975-999.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological bulletin*, 103(3), 391.
- M.E.B. (2016). *PISA 2015 Ulusal raporu*. Ankara: Millî Eğitim Bakanlığı Ölçme, Değerlendirme ve Sınav Hizmetleri Genel Müdürlüğü.
- McAllister, P. (1993). Testing, DIF, and public policy. P. Holland, & H. Wainer (Editors), *Differential Item Functioning* (pp. 389-396). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- McDonald, R. P., & Marsh, H. W. (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness of fit. *Psychological bulletin*, 107(2), 247.
- McCutcheon, A. L., & Hagnaars, J. A. (1997). Simultaneous latent class models for comparative social research. Applications of Latent Trait and Latent Class Models. New York: Waxman, 266-77.

- Mellor, L. T. (1995). *A comparison of four differential item functioning (DIF) methods for polytomously scored items*. (Unpublished doctoral dissertation). The University of Texas Austin, Texas, U.S.A.
- Messick, S. (1989). Validity. R. Linn (Editor), *Educational Measurement* (pp. 13-103). New York: Macmillan.
- Mislevy, R. J., & Verhelst, N. (1990). Modeling item responses when different subjects employ different solution strategies. *Psychometrika*, 55(2), 195-215.
- Mislevy, R. J., & Wilson, M. (1996). Marginal maximum likelihood estimation for a psychometric model of discontinuous development. *Psychometrika*, 61(1), 41-71.
- Nagin, D. S., (2005). *Group-based modeling of development*. Harvard University Press.
- OECD. (2017a). *PISA 2015 Results (Volume III): Students' Well-Being*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2017b). *PISA 2015 Technical Report*, Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2019). *Student Questionnaire for PISA 2015*. Retrived from: http://www.oecd.org/pisa/data/CY6_QST_MS_STQ_CBA_Final.pdf adresinden alındı
- Osterlind, S. J. (1983). *Test Item Bias*. Newbury Park, London, New Delhi: Sage Publications.
- Öğretmen, T. (1995). *Differential Item Functioning Analysis of the Verbal Ability Section of the First Stage of the University Entrance Examination in Turkey*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Ankara, Türkiye.
- Özmuşul, M. (2013). *Pisa 2009 Verilerine Göre Türkiye De Liselerin Okul Politika Ve Uygulamaları Ile Bunların Öğrenme Çıktıları Üzerine Etkileri*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Hacettepe Üniversitesi, Ankara, Türkiye.
- Özmercan, E. E. (2015). Determining the tendencies of academic dishonesty and senses of self-efficacy with discriminant analysis. *The Anthropologist*, 20(1-2), 353-359.
- Rasch, G. (1980). Probabilistic models for some intelligence and attainment tests. Chicago: University of Chicago Press. (Original work published in 1960).
- Reckase, M. D. (2009). Multidimensional item response theory models. *In Multidimensional Item Response Theory* (pp. 79-112). Springer, New York, NY.
- Rijmen, F., & De Boeck, P. (2005). A relation between a between-item multidimensional IRT model and the mixture Rasch model. *Psychometrika*, 70(3), 481-496.
- Roe, A., & Hvistendahl, R. (2006). Nordic minority students' literacy achievement and home background. *Northern lights on PISA 2003. A reflection from the Nordic countries*. Scandinavian Journal of Educational Research, 48:3, 307-324,
- Rost, J. (1990). Rasch models in latent classes: An integration of two approaches to item analysis. *Applied Psychological Measurement*, 14(3), 271-282.
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-338.

- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.
- Samuels, K. M. (2005). *Examining differential item functioning from a latent class perspective* (Unpublished doctoral dissertation), University of Maryland, Maryland, USA.
- Samuels, K. M., & Dayton, C. M. (2010). Latent class analysis. *The reviewer's guide to quantitative methods in the social sciences*, 173-184.
- Sen, S., Cohen, A. S., & Kim, S. H. (2014). Robustness of mixture IRT models to violations of latent normality. In *Quantitative Psychology Research: The 78th Annual Meeting of the Psychometric Society* (Vol. 89), (p. 27)..
- Shepard, L. A., Camilli, G., & Williams, D. M. (1985). Validity of approximation techniques for detecting item bias. *Journal of Educational Measurement*, 22(2), 77-105.
- Simon, M., Ercikan, K., & Rousseau, M. (2013). *Improving Large-Scale Assessment in Education*. New York: Taylor & Francis.
- Sırgancı, G. (2012). *PISA 2006 Öğrenci Anket Madde Yanlılığının Sıralı Lojistik Regresyon ve Poly-SıbTest Teknikleri ile Test Edilmesi*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Abant İzzet Baysal Üniversitesi, Bolu, Türkiye.
- Sırgancı, G. (2019). *Karma rasch model ile değişen madde fonksiyonunun belirlenmesinde kovaryant (ortak) değişkenin etkisi*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Ankara Üniversitesi, Ankara, Türkiye.
- Smit, J. A., Kelderman, H., & Flier, H. (2000). The mixed Birnbaum model: Estimation using collateral information. *Methods of Psychological Research Online*, 5(4), 31-43.
- Smit, J. A., Kelderman, H., & Flier, H. (2003). Latent trait latent class analysis of an Eysenck Personality Questionnaire. *Methods of Psychological Research Online* 8, (3), (pp. 23-50).
- Spiegelhalter, D. J., Best, N. G., Carlin, B. P., & Van Der Linde, A. (2002). Bayesian measures of model complexity and fit. *Journal of The Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 64(4), 583-639.
- Şaşmaz, A. (2006). *Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA)'nda Türk Öğrencilerin Fen Bilgisi Başarısını Etkileyen Faktörler*. Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Şentürk, T. (2019). *Tıms's 'de Değişen Madde Fonksiyonu Gösteren Maddelerin Madde Özellikleri Açısından İncelenmesi* Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Tabachnick, B., & Fidell, L. (2013). Using Multivariate Statistics, 6th International edition (cover) edn. Boston, [Mass.].
- Taş, U. E., Arıcı, Ö., Ozarkan, H. B., & Özgürlük, B. (2016). PISA 2015 ulusal raporu. *Ankara: Milli Eğitim Bakanlığı*.
- Tat O. , Koyuncu, İ., ve Gelbal, S.(2019). The Influence of Using Plausible Values and Survey Weights on Multiple Regression and Hierarchical Linear Model Parameters. *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi*, 10(3), 235-248.

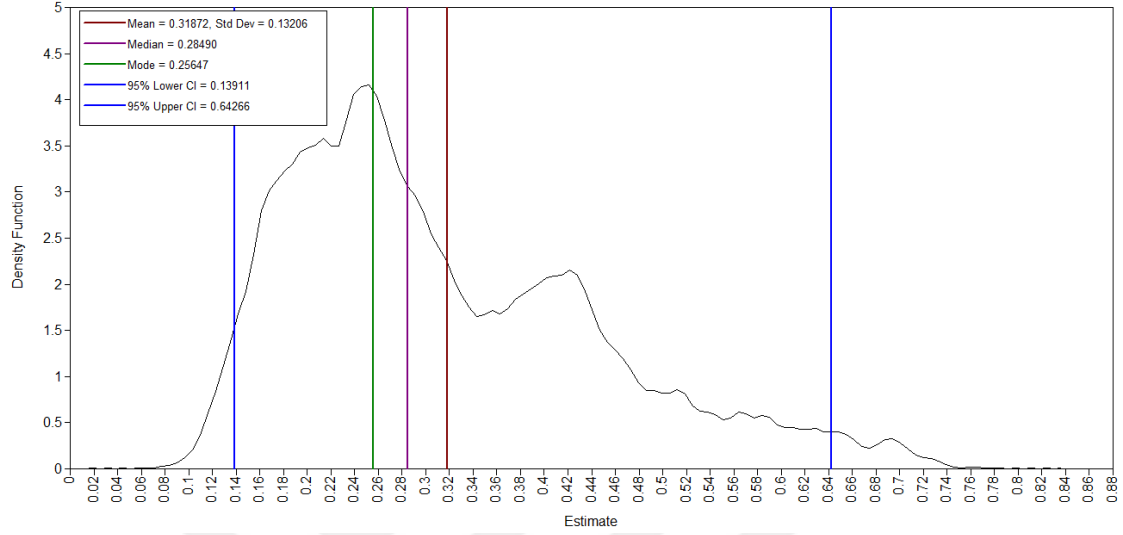
- Thissen, D., Steinberg, L., & Wainer, H. (1988). Use of item response theory in the study of group differences in trace lines. *Test Validity*. Hillsdale, NJ: Erlbaum, pg. 147-169
- Thissen, D., Steinberg, L., & Wainer, H. (1993). *Detection of differential item functioning using the parameters of item response models*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates
- Thorndike, R. L., & Hagen, E. (1962). *Ten thousand careers*. New York: John Wiley & Sons..
- Tzou, H., Lin, C., & Chang, M. C. (2006). Multilevel Analysis of 2006 PISA Science Results for Taiwan: Effects of Background and Explanatory Variables on Science Literacy at Student and School Levels.” Retrived from: http://pisa.nutn.edu.tw/download/journal_article/RR97_Manuscripts.pdf
- Uzun, N. B., & Gelbal, S. (2017). An Investigation of Item Bias in PISA Science Test in Terms of The Language and Culture. *Kastamonu Education Journal*, 25(6), 2427-2446.
- Van Ryzin, M. J., Gravely, A. A., & Roseth, C. J. (2009). Autonomy, belongingness, and engagement in school as contributors to adolescent psychological well-being. *Journal of Youth and Adolescence*, 38(1), 1-12.
- Visser, M., Juan, A., & Feza, N. (2015). Home and school resources as predictors of mathematics performance in South Africa. *South African Journal of Education*, 35(1), 28-36.
- Von Davier, M., & Rost, J. (2006). 19 Mixture Distribution Item Response Models. *Handbook of Statistics*, 26, 643-661.
- Von Davier, M., & Yamamoto, K. (2004). Partially observed mixtures of IRT models: An extension of the generalized partial-credit model. *Applied Psychological Measurement*, 28(6), 389-406.
- Waltz, C. F., Strickland, O. L., & Lenz, E. R. (2010). Measurement reliability. *Measurement in Nursing and Health Research*, 82(12)145-162.
- Wang, J., & Wang, X. (2019). *Structural equation modeling: Applications using Mplus*. Hoboken, NJ: Wiley..
- Willse, J. T. (2011). Mixture Rasch models with joint maximum likelihood estimation. *Educational and Psychological Measurement*, 71(1), 5-19.
- Yalçın, S. (2018). Data fit comparison of mixture item response theory models and traditional models. *International Journal of Assessment Tools in Education*, 5(2), 301-313.
- Yandı, A., Köse, İ. A., Uysal, Ö., ve Oğul, G. V. (2017). Pisa 2015 öğrenci anketinin (St094Q01na- St094Q05na) ölçme değişmezliğinin farklı yöntemlerle incelenmesi. Pegem Atıf İndeksi, Retrived from: <<http://www.pegemindeks.net/index.php/Pati/article/view/9786053188407.23>>.
- Yıldırım, H. H. & Berberoğlu, G. (2009). Judgmental and Statistical DIF Analyses of the PISA-2003 Mathematics Literacy Items, *International Journal of Testing*, 9 : 108-121.

- Yıldırım, K. (2009). Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA) 2006 Yılı Verilerine Göre Türkiye'de Eğitimin Kalitesini Belirleyen Temel Faktörler. *Türk Eğitim Bilimleri Dergisi*, 10(2), 229-255.
- Yi, H. S., & Lee, Y. (2017). A latent profile analysis and structural equation modeling of the instructional quality of mathematics classrooms based on the PISA 2012 results of Korea and Singapore. *Asia Pacific Education Review*, 18(1), 23-39.
- Zenisky, A. L., Hambleton, R. K., & Robin, F. (2003). Detection Of Differential Item Functioning In Large-Scale State Assessments: A Study Evaluating A Two-Stage Approach. *Educational and Psychological Measurement*, 63(1), 51–64. Retrived from: <https://doi.org/10.1177/0013164402239316>.
- Zhang, Y. (2017). *Detection of latent differential item functioning (DIF) using mixture 2PL IRT model with covariate*. (Unpublished doctoral dissertation). University of Pittsburgh, Pittsburgh, United States
- Zimowski, M. F., Muraki, E., Mislevy, R. J., & Bock, R. D. (1996). BILOG-MG: Multiple-group IRT analysis and test maintenance for binary items. Chicago: Scientific Software.
- Zopluoğlu, C. (2014). Uluslararası öğrenci değerlendirme programı (PISA) 2012 Türkiye değerlendirmesi: Matematik(Online), Retrived from: www.acedemia.edu /605 79 70/.
- Zumbo, B. D. (1999). *A Handbook on the Theory and Methods of Differential Item Functioning (DIF): Logistic Regression Modeling as a Unitary Framework for Binary and Likert-Type (Ordinal) Item Scores*. Ottawa,ON: Directorate of Human Resources Research and Evaluation, Department of National Defense.
- Zumbo, B. D. (2007). Three Generations of DIF Analyses:Considering Where It Has Been, Where It Is Now, and Where It Is Going. *Language Assessment Quarterly*, 2(4), 223-233.
- Zumbo, B. D., & Gelin, M. N. (2005). A Matter of Test Bias in Educational Policy Research: Bringing the Context into Picture by Investigating Sociological/Community Moderated (or Mediated) Test and Item Bias. *Journal of Educational Research & Policy Studies*, 5(1), 1-23.

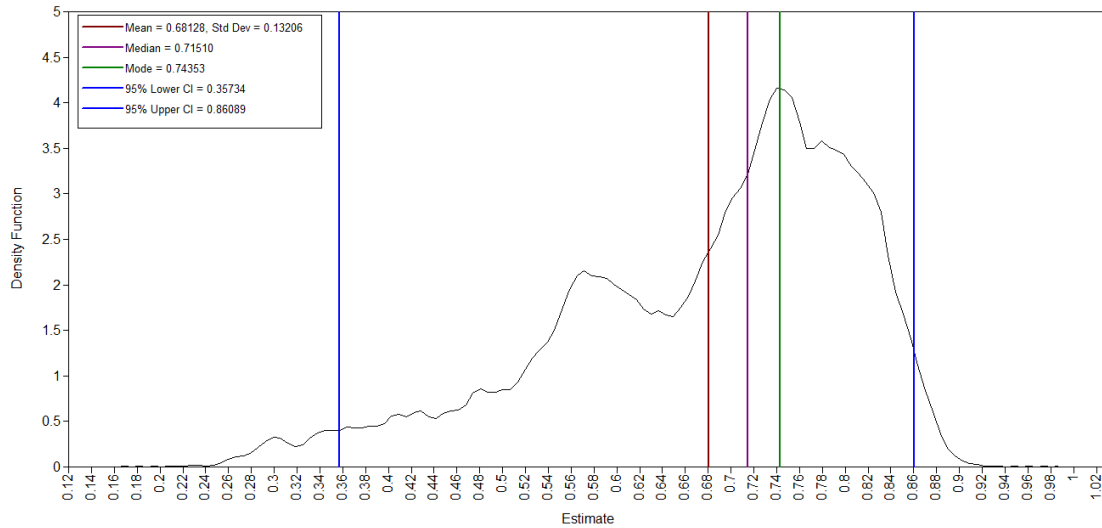


EKLER

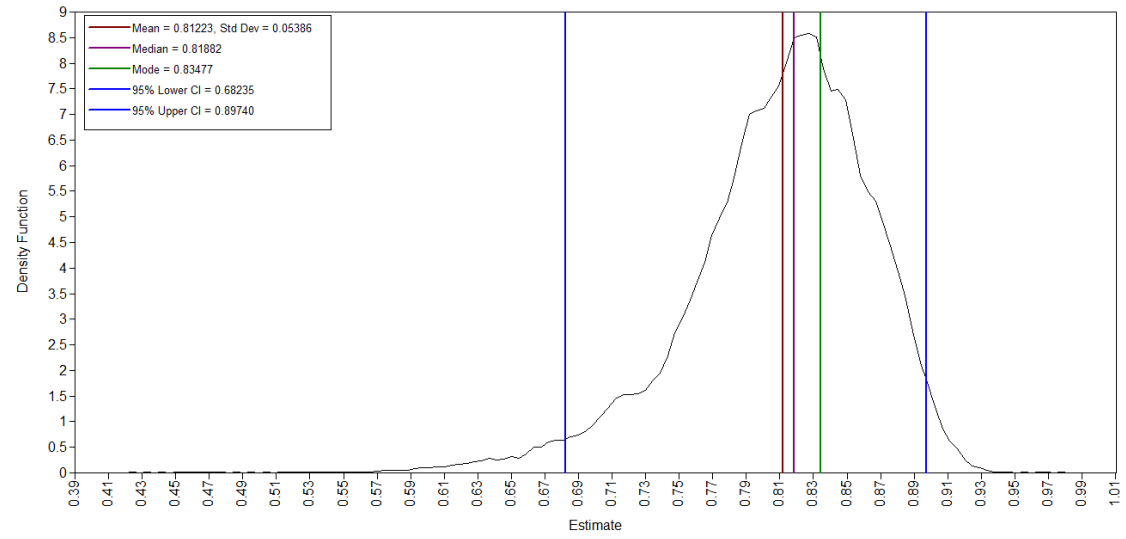
EK 1. Cinsiyet kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 1)



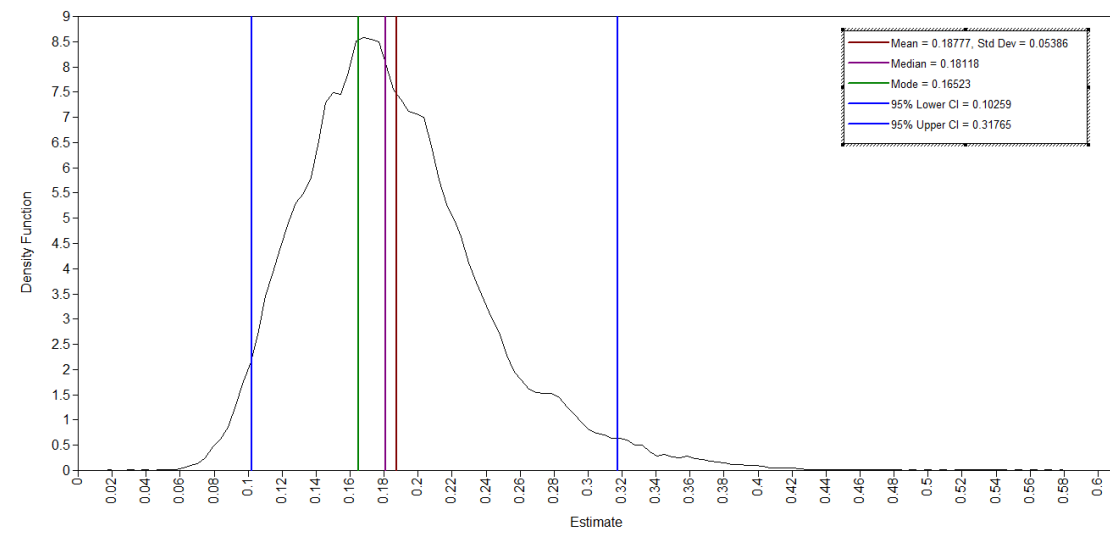
EK 2. Cinsiyet kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 2)



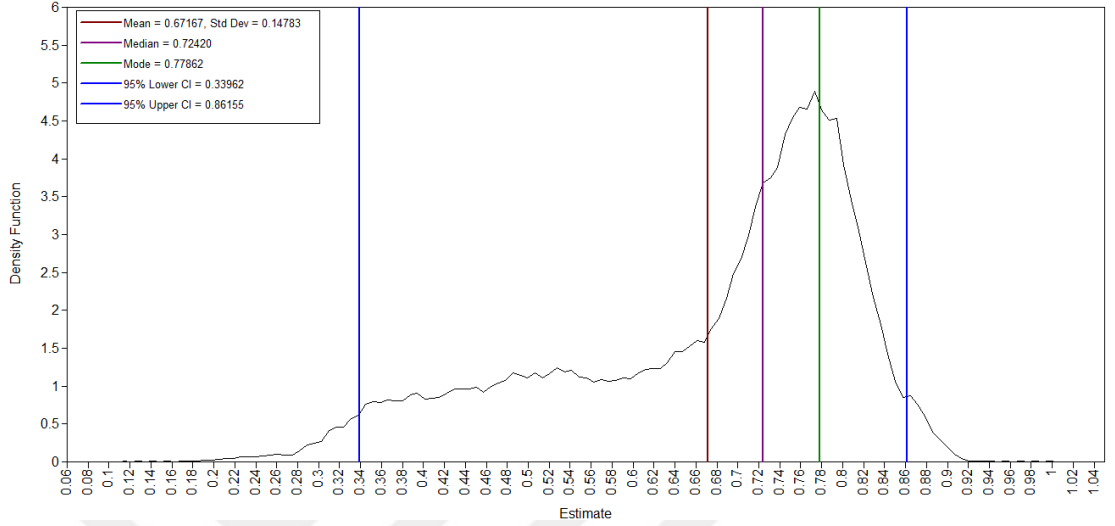
EK 4. Kaygı kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 2)



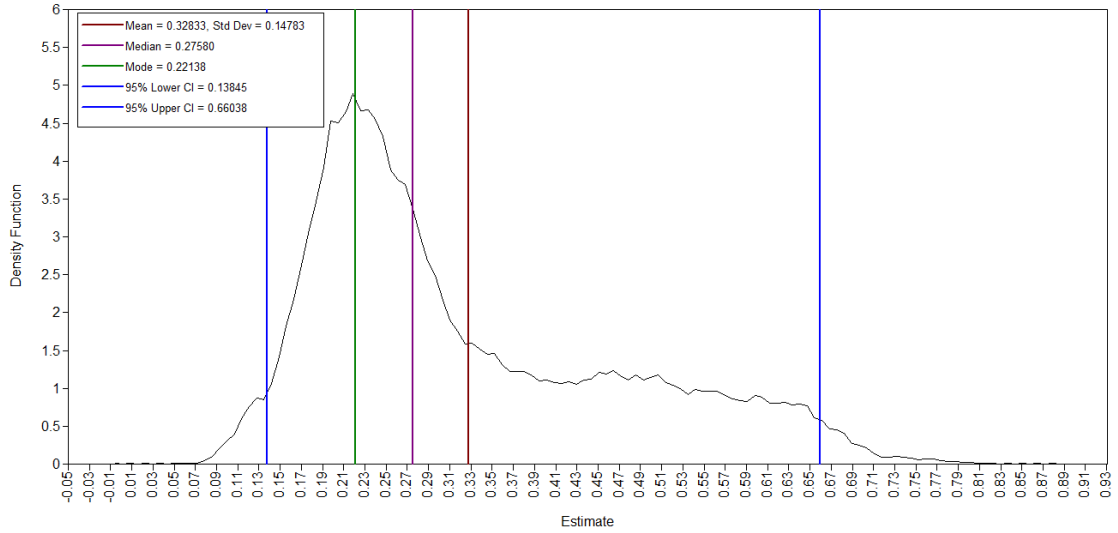
EK 3. Kaygı kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 1)



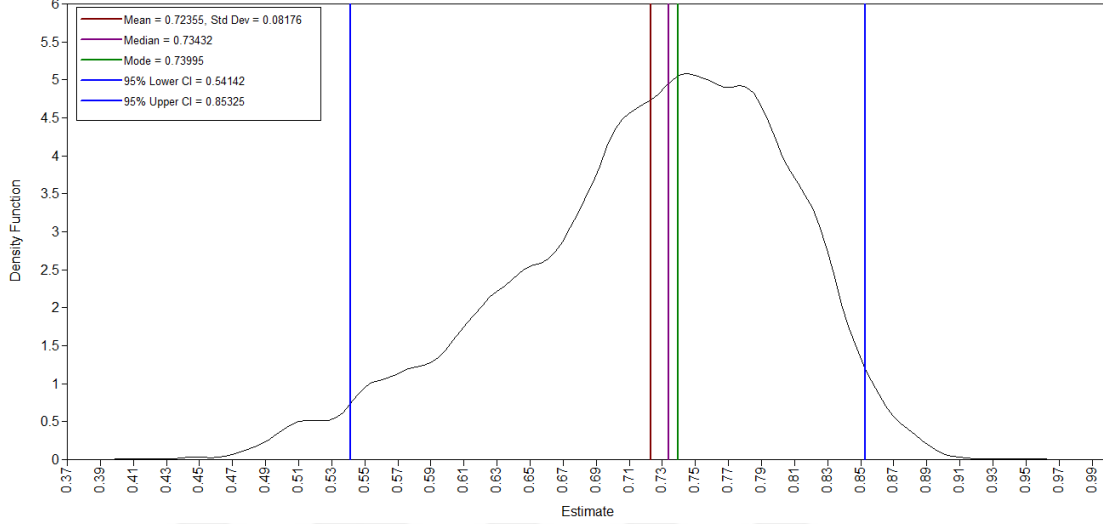
EK 5. Okula aidiyet hissetme kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 1)



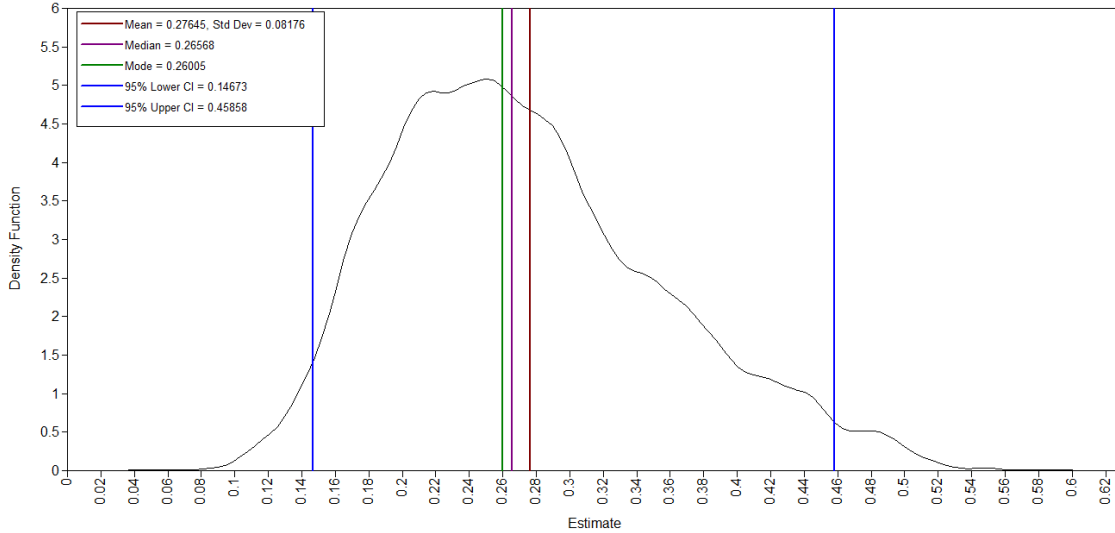
EK 6. Okula aidiyet hissetme kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 2)



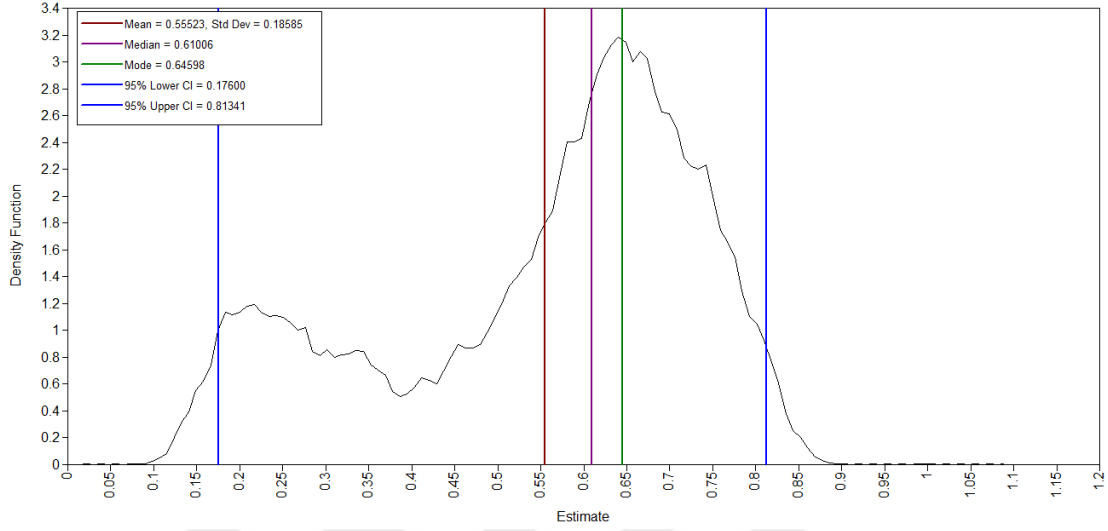
EK 7. Bilgi ve iletişim teknolojileri (BİT) kaynakları kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 1)



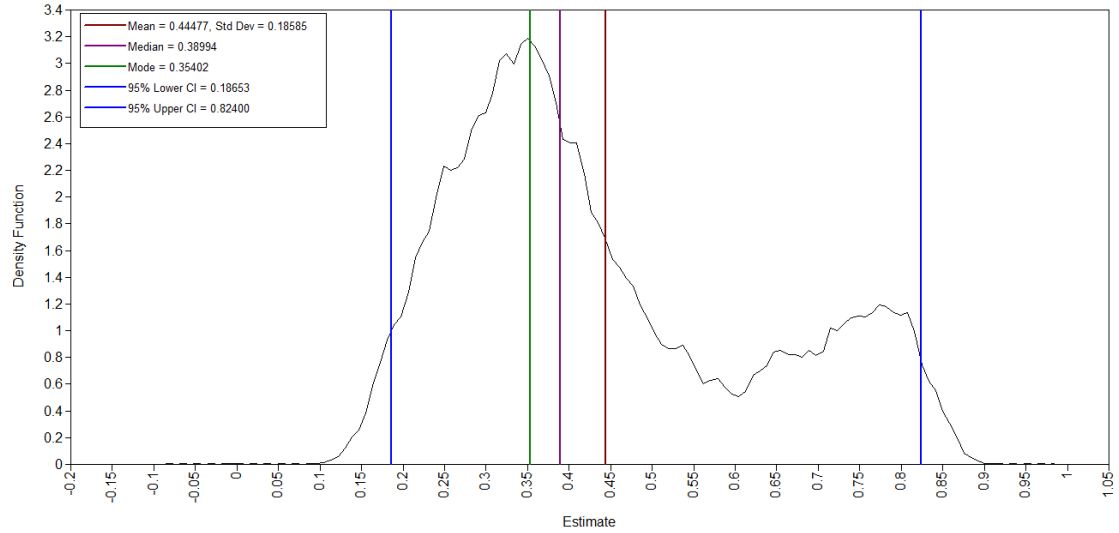
EK 8. Bilgi ve iletişim teknolojileri (BİT) kaynakları kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 2)



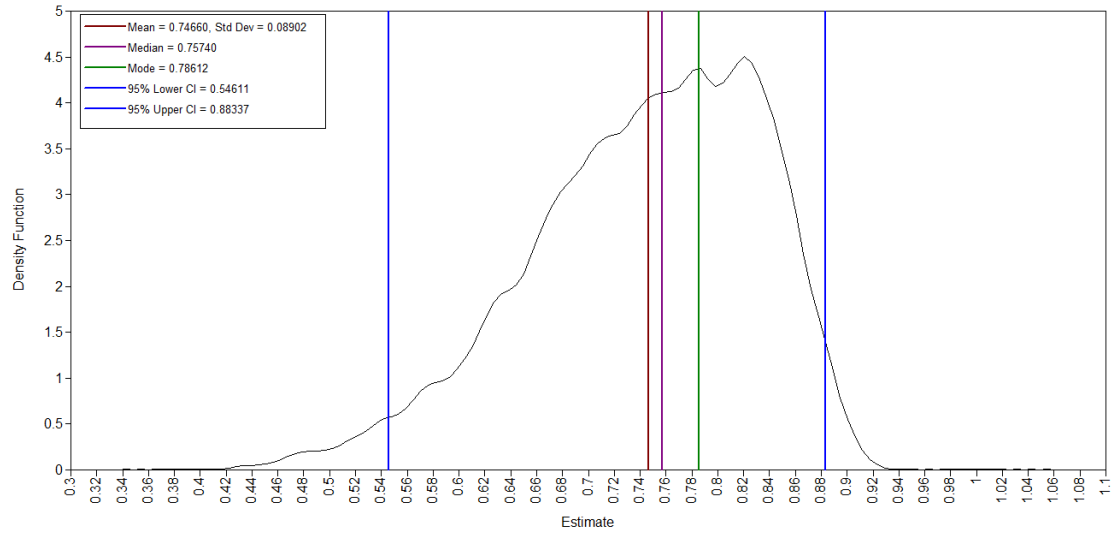
EK 9. Evdeki Eğitim kaynakları kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 1)



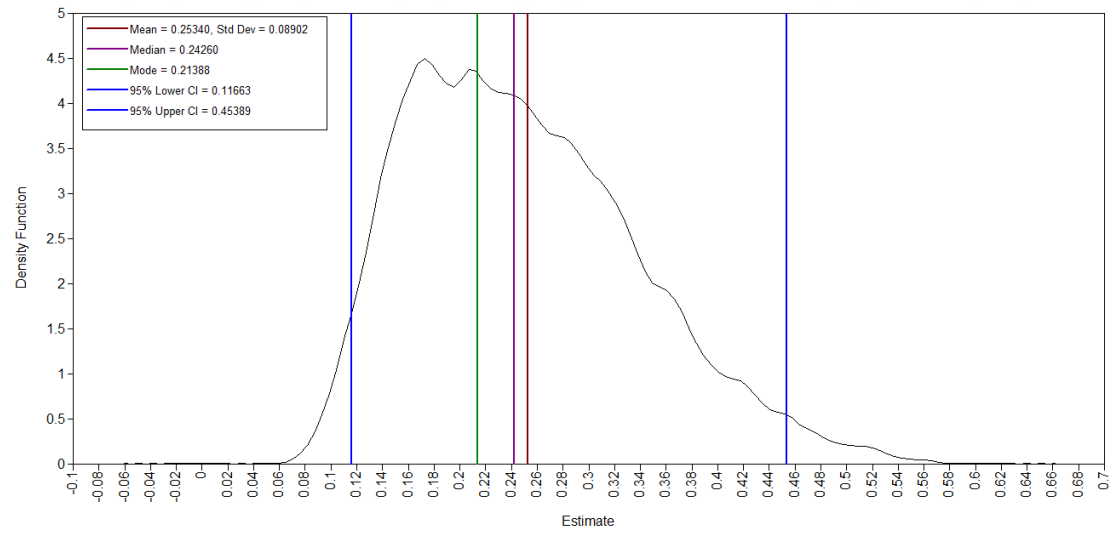
EK 10. Evdeki Eğitim kaynakları kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 2)



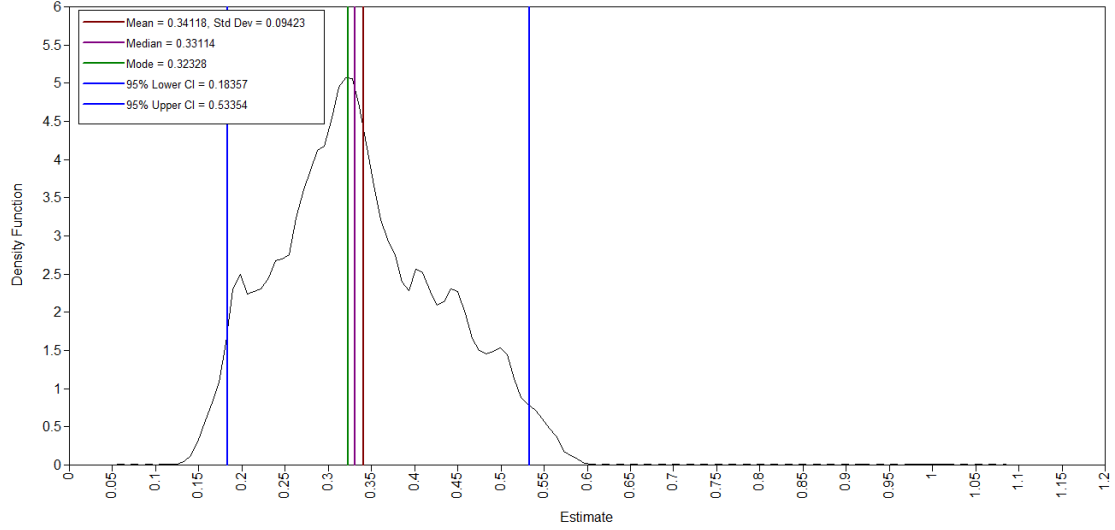
EK 11. Evdeki varlıklar kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 1)



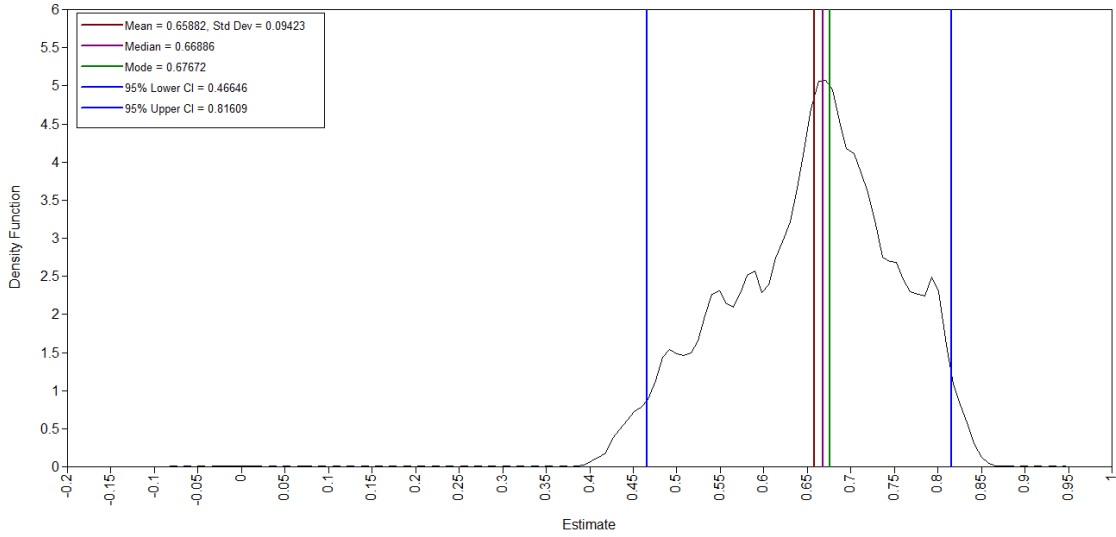
EK 12. Evdeki varlıklar kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 2)



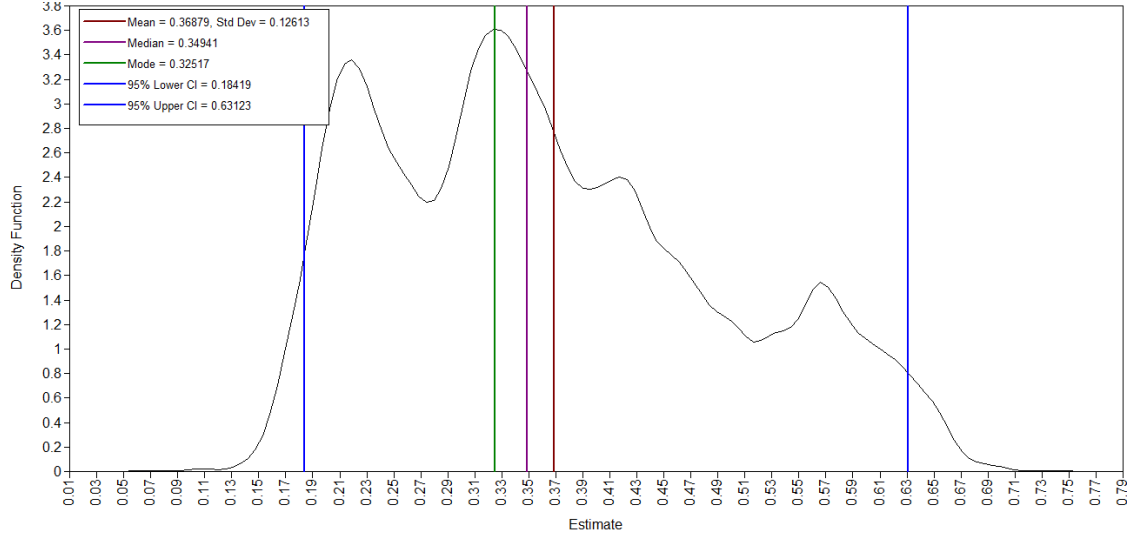
EK 13. Fen öğrenmekten zevk alma kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 1)



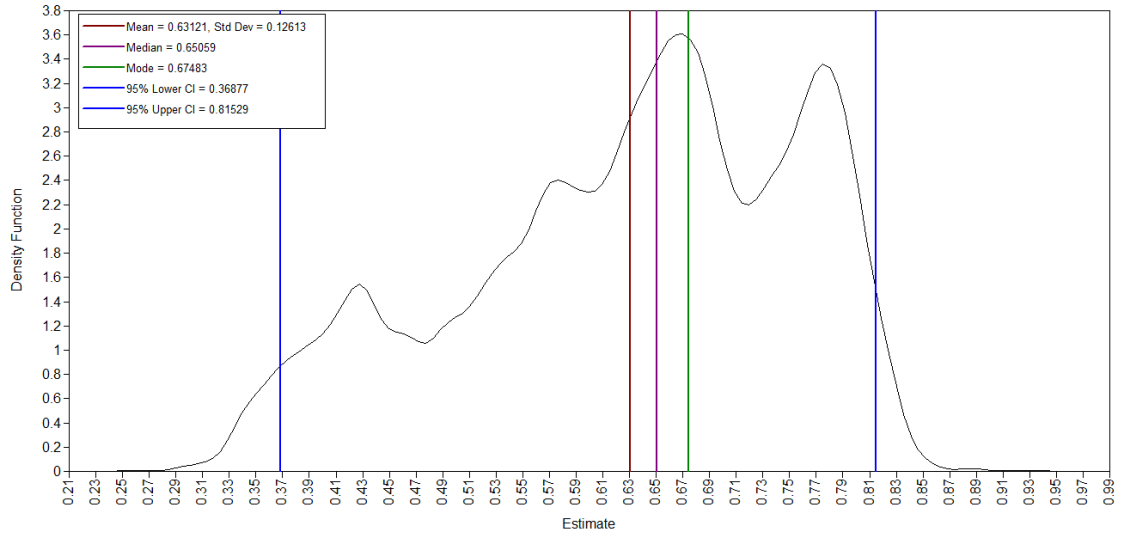
EK 14. Fen öğrenmekten zevk alma kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 2)



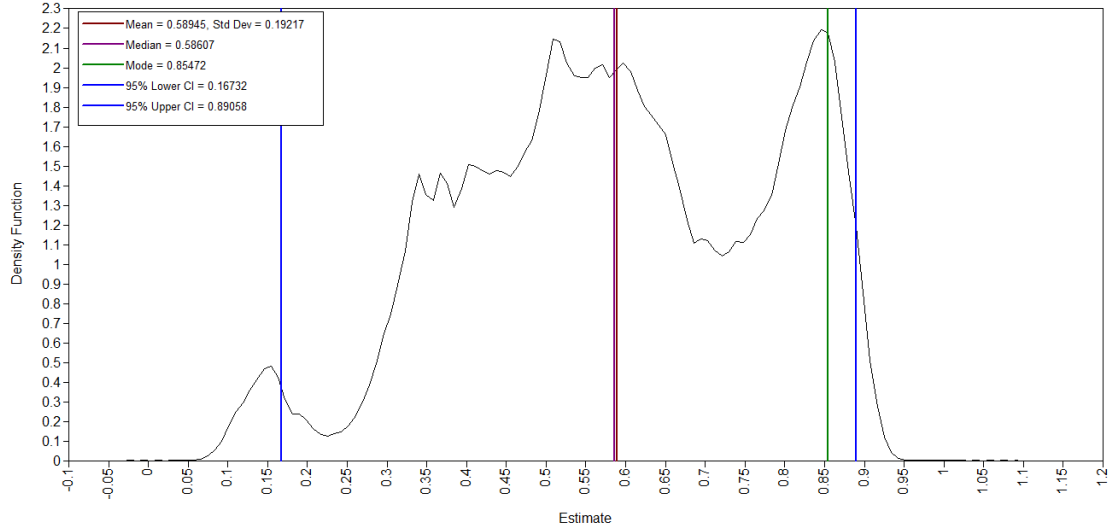
EK 15. Kültürel Varlık kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 1)



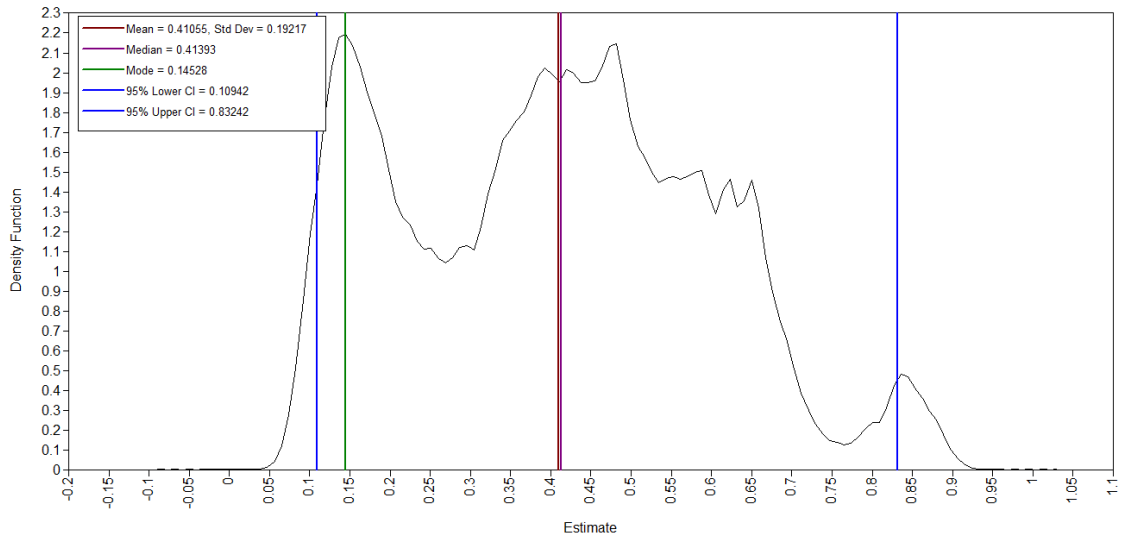
EK 16. Kültürel Varlık kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 2)



EK 17. Toplam Okuma kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 1)



EK 17. Toplam Okuma kovaryantının eklendiği Karma 2PL modelinin model veri uyumunu gösteren sınıflama oranına ilişkin kernel yoğunluk fonksiyonu (Gizil Sınıf 2)



EK 18. Etik Kurul Onayı

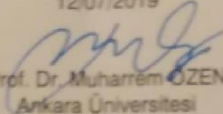
ANKARA ÜNİVERSİTESİ SOSYAL BİLİMLER ALT ETİK KURULU KARAR ÖRNEĞİ

Karar Tarihi : 12/07/2019
Toplantı Sayısı : 09
Karar Sayısı : 274

274- Üniversitemiz Eğitim Bilimleri Enstitüsü Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı yüksek lisans öğrencisi **Onurcan Ceyhan**'ın "PISA 2015 Fen Okuryazarlığı Maddelerinin Değişen Madde Fonksiyonunun Gizli Sınıf Yaklaşımı ile İncelenmesi" başlıklı tezi ile ilgili 26/06/2019 tarihli "İnsan Üzerinde Yapılan Klinik Dışı Araştırmalar Başvuru Formu" Etik Kurulumuzca incelendi.

Üniversitemiz Eğitim Bilimleri Enstitüsü Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı yüksek lisans öğrencisi **Onurcan Ceyhan**'ın "PISA 2015 Fen Okuryazarlığı Maddelerinin Değişen Madde Fonksiyonunun Gizli Sınıf Yaklaşımı ile İncelenmesi" başlıklı tezinin, insan üzerinde yapılan bir çalışma olmaması nedeniyle etik kurul onayına ihtiyaç duymadığına oy birliği ile karar verildi.

ASLININ AYNIĞI
12/07/2019


Prof. Dr. Muharrem ÖZEN
Ankara Üniversitesi
Etik Kurulu Başkanı

BENZERLİK BİLDİRİMİ

“PİSA 2015 Fen Okuryazarlığı Maddelerinin Değişen Madde Fonksiyonunun Gizil Sınıf Yaklaşımı ile İncelenmesi” başlıklı tezimin ana bölümü (ön bölüm, kaynaklar ve ekler hariç) Turnitin İntihali Engelleme Programı aracılığıyla incelenmiş ve ilgili rapor danışmanım tarafından da kontrol edilmiştir. Kontrol sırasında (1) “Beş sözcükten daha az olan benzeşmeler” (2) “Kaynaklar” (3) “Doğrudan Alıntılar” dışarıda tutulmuştur. Benzerlik kontrolüne ilişkin rapordan elde edilen sonuçlar aşağıda sunulmuştur.

Rapor Tarihi	:07.01.2020
Gönderim Numarası	:1239747288
Sayfa Sayısı	:57
Sözcük Sayısı	:15098
Karakter Sayısı	:103.323
Benzerlik Oranı	: %10
Savunma Tarihi	: 10.02.2020

Yukarıda belirtilen sonuçları gösteren Turnitin İntihali Engelleme Programı’na ilişkin orijinal raporu, sonuçlarda herhangi bir değişiklik yapmaksızın bu beyanım ekinde Enstitüye teslim ettiğimi, tezimin %10’dan fazla benzerlik oranı içerdiğinin belirlenmesi durumunda, bundan doğabilecek tüm yasal sorumluluğu kabul ettiğimi bildirir, saygılarımı sunarım.

Öğrencinin Adı Soyadı	: Onurcan CEYHAN
Tarih	: 10.02.2020
İmza	:

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Adı ve Soyadı : Onurcan CEYHAN
E-Posta Adresi : c.onurcan@gmail.com

İş Deneyimi :

Unvan	Görev Yeri	Yıl
Birim Yöneticisi	TEGV	2016-2017
Proje Yöneticisi	IBC	2017-2019
Raportör	SGDD-ASAM	2019- ...

Akademik Bilgiler

Öğrenim Durumu:

Derece	Bölüm/Program	Üniversite	Yıl
Yüksek Lisans	Kimya Öğretmenliği	ODTÜ	2016