



T.C.
EGE ÜNİVERSİTESİ
Eğitim Bilimleri Enstitüsü

**TIP EĞİTİMİNDE KLİNİK ÖNCESİ EĞİTİM DÖNEMİ VE
KLİNİK EĞİTİM DÖNEMİ TESTLERİNİN PSİKOMETRİK
ÖZELLİKLERİNİN İNCELENMESİ:
EGE ÜNİVERSİTESİ TIP FAKÜLTESİ ÖRNEĞİ**

Yüksek Lisans Tezi

HAYRİYE CANDAN ÇİÇEKÇİ

EĞİTİM BİLİMLERİ ANABİLİM DALI

İzmir

2019

T.C.
EGE ÜNİVERSİTESİ
Eğitim Bilimleri Enstitüsü

**TIP EĞİTİMİNDE KLİNİK ÖNCESİ EĞİTİM DÖNEMİ VE
KLİNİK EĞİTİM DÖNEMİ TESTLERİNİN PSİKOMETRİK
ÖZELLİKLERİNİN İNCELENMESİ:
EGE ÜNİVERSİTESİ TIP FAKÜLTESİ ÖRNEĞİ**

Yüksek Lisans Tezi

HAYRİYE CANDAN ÇİÇEKÇİ

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Tuncay ÖĞRETMEN

Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı

Ölçme ve Değerlendirme Yüksek Lisans Programı

ETİK KURALLARA UYGUNLUK BEYANI

Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğü'ne sunduğum “Tıp Eğitiminde Klinik Öncesi Eğitim Dönemi ve Klinik Eğitim Dönemi Testlerinin Psikometrik Özelliklerinin İncelenmesi: Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi Örneği” adlı yüksek lisans tezinin tarafımdan bilimsel, ahlak ve normlara uygun bir şekilde hazırlandığını, tezimde yararlandığım kaynakları bibliyografyada ve dipnotlarda gösterdiğimi onurumla doğrularım.

Hayriye Candan Çiçekçi



T.C.EGE ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



YÜKSEK LİSANS

TEZ SAVUNMA TUTANAĞI

ÖĞRENCİNİN

Adı Soyadı : Hayriye Candan ÇİÇEKÇİ
Numarası : 92140002273
Anabilim Dalı : Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme B.D.
Tez Başlığı (Türkçe) : Tıp Eğitiminde Klinik Öncesi Eğitim Dönemi ve Klinik Eğitim Dönemi Testlerinin Psikometrik Özelliklerinin İncelenmesi: Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi Örneği
Tez Başlığı (İngilizce) : The Psychometric Properties of the Preclinical and Clinical Phase Testing in Medical Education: The Example of Ege University Faculty of Medicine
Tez Savunma Tarihi : 09.09.2019
Tez Başlığı Değişikliği Varsa Yeni Başlık: -

JÜRİ ÜYELERİ

Jüri Başkanı

Unvan, Adı, Soyadı : Prof. Dr. Tuncay ÖĞRETMEN
Karar : Başarılı O Başarısız O Düzeltme
İmza :

Jüri Üyesi

Unvan, Adı, Soyadı : Doç. Dr. Oğuz BAŞOKÇU
Karar : Başarılı O Başarısız O Düzeltme
İmza :

Jüri Üyesi

Unvan, Adı, Soyadı : Doç. Dr. Duygu GÜNGÖR
Karar : Başarılı O Başarısız O Düzeltme
İmza :

TEZ HAKKINDA JÜRİNİN GENEL GÖRÜŞÜ

(Jüri Başkanı Tarafından Doldurulacaktır)

Tez savunması sonucunda öğrenci tarafından hazırlanan çalışma;

ybirligiyle O

Oy çokluğuyla O

Başarılıdır

Düzeltilmelidir

Başarısızdır

- Bu tutanak üç (3) işgünü içerisinde jüri üyelerinin raporlarıyla beraber Anabilim Dalı Başkanlığı üst yazısıyla Enstitü Müdürlüğüne gönderilmelidir.
- Tezli yüksek lisans programlarında düzeltme alan öğrencinin 3 (üç) ay içerisinde yeniden savunmaya girmesi zorunludur.

TEŞEKKÜR

Bu çalışmanın yürütülmesinde bilgi, görüş ve önerileriyle beni yönlendiren, katkılarını esirgemeyen, değerli danışmanım; Prof. Dr. Tuncay ÖĞRETMEN'e,

Eğitimim süresince bilgi ve deneyimlerini benimle paylaşan, her ihtiyacım olduğunda rehberlik eden değerli hocalarım; Doç. Dr. Hakan ATILGAN ve Doç. Dr. Oğuz BAŞOKÇU'ya,

Lisansüstü eğitime başlamak isteğimi belirttiğim günden itibaren tüm sevgisi ve desteğiyle yanımda olan, motivasyonumu arttırmak için ihtiyacım olan gücü ve güveni cömertçe sunan ve bu çalışmaya da uzman görüşüyle katkı sağlayan, çok sevdiğim dostum; Doç. Dr. Nilüfer DEMİRAL YILMAZ'a,

Çalışmamın her aşamasında koşulsuz desteğini her zaman hissettiğim, yorulduğumu anladığı zamanlarda bana benden çok inanan ve yüreklendiren, tüm sevgisi ve özverisiyle her anımda yanımda olan, çok kıymetli dostum; Pelin DAMLAR DEMİRCİ'ye,

Ve bu çalışmayı armağan ettiğim, sevgileri, sabırları ve duaları ile hayatımın her anında yanımda olan sevgili annem ve babam; Hasibe ve Mustafa ÇİÇEKÇİ'ye sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

İzmir, 2019

H. Candan ÇİÇEKÇİ

İÇİNDEKİLER

TEŞEKKÜR	i
İÇİNDEKİLER	ii
TABLolar LİSTESİ.....	iv
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	v
DİYAGRAMLAR LİSTESİ.....	vi
KISALTMALAR	vii
ÖZET.....	viii
ABSTRACT	ix
BÖLÜM I	1
GİRİŞ	1
1.1. Problem Durumu	3
1.2. Problem Cümlesi.....	4
1.2.1. Alt Problemler	4
1.3. Sayılılar ve Sınırlılıklar	4
1.4. Araştırmanın Amacı ve Önemi	4
BÖLÜM II	6
KURAMSAL ÇERÇEVE	6
2.1. Ölçmede Temel Yaklaşımlar.....	7
2.1.1. Klasik Test Teoremi	7
2.1.2 Madde Yanıt Teoremi	8

2.2. Rasch Model	15
2.2.1. Rasch Modelleri	19
2.2.1.2. Sıralı Sonuçlu Model veya Derecelendirme Ölçeği Modeli (Rating Scale Model)	21
2.2.2. Rasch Modellerine Ait Uyum İstatistikleri ve Bilgi Fonksiyonları	22
2.3. Konuyla İlgili Yapılan Çalışmalar	28
BÖLÜM III.....	36
YÖNTEM.....	36
3.1. Araştırmanın Türü	42
3.2. Çalışma Grubu, Evren ve Örneklem	43
3.3. Araştırma Verileri ve Analizi.....	45
BÖLÜM IV	46
BULGULAR VE TARTIŞMA	46
BÖLÜM V.....	66
SONUÇ VE ÖNERİLER.....	66
5.1. Alan Uygulayıcıları ve Araştırmacılarına Yönelik Öneriler	67
KAYNAKÇA	68
EKLER.....	73
Ek 1. Ege Üniversitesi Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Kurulu Karar Belgesi	73
Ek 2. Ege Üniversitesi Rektörlüğü Etik Kurul Başvuru Sonucu	74
ÖZGEÇMİŞ.....	75

TABLolar LİSTESİ

Tablo 1. Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 3 Yıllık Eğitim Programının Evre-Blok Düzeninde Organizasyonu	40
Tablo 2. E4B1 Bloğu Testi ve Seçilen Madde Sayıları.....	44
Tablo 3. KPE Staj Bloğu Testi ve Seçilen Madde Sayıları.....	44
Tablo 4. E4B1 3. Sınıf Klinik Öncesi Eğitim Dönemi Testine Ait Veri-Model Uyum İstatistikleri ve Güvenirlik Katsayıları.....	46
Tablo 5. E4B1 Testine Ait Madde Uyum İstatistikleri.....	49
Tablo 6. Standardize Artıkların Varyansı (Özdeğer Birimi olarak).....	52
Tablo 7. Maddelerarası En Büyük Standart Artık Korelasyonlar.....	53
Tablo 8. E4B1 Testine Ait Değişen Madde Fonksiyonu Analizi Sonuçları.....	54
Tablo 9. KPE 4. Sınıf Staj Bloğu Dönemi Testine Ait Veri-Model Uyum İstatistikleri ve Güvenirlik Katsayıları.....	55
Tablo 10. KPE Testine Ait Madde Uyum İstatistikleri.....	58
Tablo 11. Standardize Artıkların Varyansı (Özdeğer Birimi olarak).....	61
Tablo 12. Bağımlı Başarının Tanımlanmasında Kullanılan En Büyük Standart Artık Korelasyon.....	62
Tablo 13. KPE Testine Ait Değişen Madde Fonksiyonu Analizi Sonuçları.....	63
Tablo 14. Anova Analizi Sonuçları.....	64
Tablo 15. 3.Sınıf E4B1 ve 4. Sınıf KPE Yazılı Sınavı İlişkisi.....	65
Tablo 16. Kat Sayılar Tablosu.....	65

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1. İkili Puanlanan Bir Maddeye Ait Madde Karakteristik Eğrisi (Üç Parametrelili Model).....	8
Şekil 2. Madde Bilgi Fonksiyonu Grafiği.....	9
Şekil 3. Test Bilgi Fonksiyonu Grafiği.....	10
Şekil 4. Bir Parametrelili Lojistik Modelin Madde Karakteristik Eğrisi Grafiği	12
Şekil 5. İki Parametrelili Lojistik Modelin Madde Karakteristik Eğrisi Grafiği.....	13
Şekil 6. Üç Parametrelili Lojistik Modelin Madde Karakteristik Eğrisi Grafiği.....	14
Şekil 7. MYT’de İki Parametrelili Modelde Üç Maddenin Madde Karakteristik Eğrileri.....	17
Şekil 8. MYT’de Üç Parametrelili Modelde Üç Maddenin Madde Karakteristik Eğrileri.....	18
Şekil 9. Rasch Modelde Üç Maddenin Madde Karakteristik Eğrileri.....	19
Şekil 10. Madde Bilgi Fonksiyonları.....	27
Şekil 11. Test Bilgi Fonksiyonlarını Kullanarak Dengelenmiş Form.....	28
Şekil 12. Miller Piramidi.....	36
Şekil 13. Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi Spiral Eğitim Programı.....	38

DİYAGRAMLAR LİSTESİ

Diyagram 1. E4B1 Testine Ait Test Bilgi ve Madde Bilgi Fonksiyonları.....	48
Diyagram 2. E4B1 Testinin Madde ve Cevaplayıcı Konum Parametrelerine Ait Frekans Dağılımı.....	50
Diyagram 3. E4B1 Testinin 10. Maddesine Ait Madde Karakteristik Eğrisi (ICC).....	51
Diyagram 4. KPE Testine Ait Test Bilgi ve Madde Bilgi Fonksiyonları	57
Diyagram 5. KPE Testinin Madde ve Cevaplayıcı Konum Parametrelerine Ait Frekans Dağılımı.....	59
Diyagram 6. KPE Testinin 17. Maddesine Ait Madde Karakteristik Eğrisi (ICC).....	60

KISALTMALAR

ABMS	Amerikan Tıbbi Uzmanlık Yeterlik Kurulu
ACGME	Lisansüstü Tıp Eğitimi Akreditasyon Konseyi
ARA	Amerikan Romatizma Birliği
BUT	Bilgisayar Uyarlamalı Test
CMSS	Koordinatif Motor Becerileri Ölçeği
DIF veya DMF	Değişen Madde Fonksiyonu
E4B1	Solunum, Dolaşım, Hemopoetik ve Üriner Sistemler
EPDS	Edinburgh Doğum Sonrası Depresyon Ölçeği
Evre 1	Tıbbi Bilimlere Giriş
Evre 2	Normal Yapı ve Fonksiyon
Evre 3	Patolojilere ve Klinik Bilimlere Giriş
Evre 4	Sistem Patolojileri
Evre 5	Stajlar (Klinik Bilimler)
Evre 6	İntörnlük
HADS	Hastane Anksiyete ve Depresyon Ölçeği
KKM	Kısmi Kredi Modeli
KPE	Kardiyopulmoner Sistem ve Enfeksiyon Staj Bloğu
KRM	Karma Rasch Modeli
KTT	Klasik Test Teoremi
LEFS	Alt Ekstremitte Fonksiyonel Ölçeği
MİF	Madde İşlev Farklılığı
MYT	Madde Yanıt Teorisi
OSCE	Objektif Yapılandırılmış Klinik Sınavlar
PA	Paralel Analiz
PSI	Kişi Ayırma İndeksi
R	Korelasyon Kat Sayısı
RA	Romatoid Artrit
SDA	Sağlık Değerlendirim Anketi
SIS	İnme Etki Ölçeği
STARS	İstatistiksel Anksiyete Değerlendirme Ölçeği
WeeFIM	Pediyatrik Fonksiyonel Bağımsızlık Ölçümü
WHOQOL-BREF	Dünya Sağlık Örgütü Yaşam Kalitesi Değerlendirme Ölçeği
YÖK	Yüksek Öğrenim Kurumu
β	Madde Zorluk Parametresi
θ	İncelenen Özellik
ai	Ayırıcılık Parametresi
bi	Güçlük Parametresi
ci	Tahmin Parametresi

ÖZET

Bu araştırmanın amacı, Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 3. ve 4. sınıflara uygulanan başarı testlerinin psikometrik özelliklerini incelemektir.

Çalışma grubunun klinik öncesi eğitim dönemi örneklemini, 2012-2013 eğitim öğretim yılında 3. sınıf olan ve başarı testini geçen öğrenciler oluşturmaktadır. Aynı öğrencilerin, 2013-2014 eğitim öğretim yılında 4. sınıfta oldukları başarı testi de klinik eğitim dönemi örneklemini oluşturmaktadır.

Araştırmada toplanan veriler WINSTEPS ve SPSS Statistics 23 programları kullanılarak analiz edilmiştir. Yapılan Rasch model analizlerinde, 3. ve 4. sınıf testlerinde madde ve cevaplayıcı değerlerine bakılarak, testin Rasch modeline iyi uyum gösterdiği ve güvenilir olduğu sonucuna varılmıştır. Testlere ait veriler Dichotomus Rasch Model uyumuna sahip bulunmuş olup, testleri alan cevaplayıcıların yetenek düzeyleri ile dengeli bir dağılım gösterdiği görülmüştür. Testlerde Rasch modele ait diğer varsayımlardan tek boyutluluk ve yerel bağımsızlık varsayımı da incelenmiş ve bu varsayımları da sağladığı sonucuna varılmıştır. Cinsiyete göre değişen madde güçlük düzeylerine (DIF) bakılmış ve anlamlı bir farklılık bulunmamıştır. Bununla birlikte çalışma grubunda regresyon analizi yapılarak klinik öncesi eğitim dönemi olan 3. sınıf başarı testi performanslarının, klinik eğitim dönemi olan 4. sınıf başarı testi performanslarını yordadığı sonucuna varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Rasch model, Tıp Eğitimi, Psikometri

ABSTRACT

The aim of this study is to investigate the psychometric properties of achievement tests applied to 3rd and 4th grades of Ege University Faculty of Medicine.

The sample of the pre-clinical education period of the study group consisted of students who were 3rd grade in the 2012-2013 academic year and passed the achievement test. The same students, 4th grade in the 2013-2014 academic year

The data were analyzed by using WINSTEPS and SPSS Statistics 23 programs. In the Rasch model analysis, it was concluded that the test showed good compliance with Rasch model and was reliable by looking at the substance and responder values in the 3rd and 4th class tests. The data of the tests were found to be compatible with Dichotomus Rasch Model and it was observed that the test participants showed a balanced distribution with their skill levels. In the tests, one-dimensionality and local independence assumption of the Rasch model were also examined and it was concluded that it also fulfilled these assumptions. Differential Item Functioning levels (DIF) varying according to gender were examined and no significant difference was found. However, it was concluded that the third grade achievement test performances in the pre-clinical education period predicted the fourth grade achievement test performances in the study group by regression analysis.

Keywords: Rasch model, Medical Education, Psychometry

BÖLÜM I

GİRİŞ

Yaşamın her alanında olduğu gibi eğitimde de ölçme ve değerlendirme önemli bir yer tutmaktadır. Eğitim en genel tanımıyla, bireyin yaşantıları sonucu davranışlarında istenilen yönde kasıtlı olarak değişiklik meydana getiren süreçtir (Ertürk, 1998). Ülkemizdeki eğitim süreci ilkokul, ortaokul, lise, lisans ve lisansüstü eğitimler olarak sınıflandırılabilir. Bu sınıflandırmalar içerisinde lisans eğitimi mesleki bilgi ve becerilerin kazanıldığı eğitim basamağı olması nedeniyle önemli bir yer tutar. Ülkemizde mesleki temel yeterliliklerin kazanıldığı fakültelerden biri olan Tıp Fakültesi'ndeki eğitim süresi, altı yıllık zaman diliminden oluşmaktadır. İlk üç yılını kapsayan birinci bölümde öğrenci, temel tıp bilgilerinin eğitimini almaktadır. Son üç yılı kapsayan ikinci bölümde ise, klinik stajlarda teorik bilgilerle birlikte pratik yaparak, tıbbi bilgi ve becerilerini geliştirmektedir. Tıp eğitiminin altıncı ve son yılını kapsayan "intörnlük dönemi", öğrencinin beş yıllık eğitimi boyunca edindiği bilgi ve becerilerin uygulama alanıdır (Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi Öğretim Yılı Rehberi ve Ders Programları. 2009-2010, 2014-2015). Fakültenin ilk yıllarındaki konular genel olarak, tıbbi bilimlere giriş, normal yapı ve fonksiyon, sistemler, patoloji ve klinik bilimlere giriş şeklinde özetlenebilir. Bu dönem "klinik öncesi eğitim dönemi (preklinik dönem)" olarak ifade edilmektedir. 4. ve 5. sınıf eğitim dönemi ise öğrenci-öğretim üyesi birlikteliğine dayanan, genellikle uygulamalı eğitim öğrenimi içeren dönemlerdir. 4 ve 5. sınıfta klinik ortamda yürütülen bu eğitim dönemine "klinik eğitim dönemi" adı verilmektedir. Klinik eğitim dönemi, gerçek hasta ile tıbbi uygulamaların gerçekleştiği ortamda sürdürülen eğitimi kapsamaktadır. Öğrenciler önceden belirlenmiş sürelerde, farklı anabilim dallarında kendilerine verilen sorumluluk çerçevesinde çalışarak eğitim almaktadırlar. 6. sınıf ise tamamen uygulamaya yönelik eğitim verilen bir dönem olarak tanımlanır ve bu döneme de "intörnlük dönemi" denilmektedir.

Günümüzde tıp eğitimi, mesleki yeterlik kavramını değerlendirmeye yönelik bir ölçme sürecine dayanmaktadır. Beklenen yeterlikler ilk olarak 1999 yılında Lisansüstü Tıp Eğitimi Akreditasyon Konseyi (ACGME) ve Amerikan Tıbbi Uzmanlık Yeterlik Kurulu (ABMS) tarafından kabul edilmiştir. Bunlar;

- Pratiğe Dayalı Öğrenme ve Gelişme: Hasta bakımı uygulamalarını araştırma ve değerlendirme, bilimsel kanıtları değerlendirme ve özümseme ve tıp uygulamalarını iyileştirme yeteneği olarak tanımlanmaktadır.
- Hasta Bakımı ve Prosedürel Beceriler: Sağlık sorunları için uygun ve etkili bir tedavi ve becerileri geliştirmek şeklinde tanımlanmaktadır.
- Sistem Temelli Uygulama: Sağlık hizmeti bağlamı ve kapsamına ilişkin farkındalık ve sorumluluk göstermek anlamına gelmektedir.
- Tıbbi Bilgi: Yerleşik ve gelişen biyomedikal, klinik ve bilişsel bilimler ve bunların hasta bakımındaki uygulamaları hakkında bilgi sahibi olabilmektir.
- Kişilerarası ve İletişim Becerileri: Etkili bilgi alışverişi ile hastalar, aileleri ve meslektaşları ile takım halinde çalışmayla sonuçlanan becerileri gösterebilmeyi ifade etmektedir.
- Profesyonellik: Mesleki sorumlulukları yerine getirme, etik ilkelere bağlı kalma ve çeşitli hasta popülasyonlarına duyarlılık sağlama şeklinde tanımlanabilmektedir (American Board of Medical Specialities (AMBS), 2019).

Bunlarla birlikte son yıllarda tıp fakültelerindeki öğrencilere kazandırılmaya çalışılan “iyi hekimlik” değerleri, fakültenin ilk yıllarından itibaren öğrencilere verilmeye çalışılmaktadır. Temel bilimler ile klinik bilimlerin bilgi, beceri ve tutum bakımından dikey entegre edilmesi ile öğrencilerin klinik uygulamalara geçtiklerinde bu bilgileri kullanmasına olanak sağlayacaktır. Tüm bu hedeflerin gerçekleşmesinde farklı ölçme ve değerlendirme yöntemlerine ihtiyaç duyulmaktadır. Tıp eğitiminde tek bir yöntemin bilişsel, psikomotor ve duyuşsal alanları değerlendirmede yeterli olmadığı, hedeflere uygun çoklu ve güncel değerlendirme yöntemlerinin birlikte kullanılmasının gerektiği düşünülmektedir (Amin ve Eng, 2012). Değerlendirmede, Miller’in yeterlikler piramidinde yer alan dört düzeyi (bilir, nasıl olduğunu bilir, nasıl olduğunu gösterir ve yapar) çerçevesinde farklı ölçme araçlarının gerekliliği savunulmuştur. Tıp eğitiminde kullanılan bu araçlar; yazılı yoklamalar, çoktan seçmeli testler, sözlü sınavlar, objektif yapılandırılmış klinik sınavlar (OSCE), 360 derece değerlendirme, canlı veya kayıta alınmış performansın değerlendirilmesi, kontrol listeleri, gelişim dosyaları (portfolyo), simülasyonlar ve modeller, standart hasta sınavları şeklindedir (Anıl, 2014-2015).

Bu çalışmada, Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi örneklemindeki başarı testlerini değerlendirmede, son dönemde sağlık alanındaki kullanımı gün geçtikçe artan “Rasch Model” analizi kullanılmıştır. Uluslararası araştırmalarda; ölçeklerin geliştirilmesi, uyarlanması ve değerlendirilmesinde farklı örneklerine rastlanan Rasch model analizi ile, Tıp fakültesi öğrencilerinde yeterlik ölçmeye yarayan çoktan seçmeli başarı testlerindeki pskimoterik özelliklerin incelenmesiyle ilgili farklı bir bakış açısı kazandırması hedeflenmektedir. Bu analiz ile birlikte, birbiriyle ilişkili olduğu düşünülen blok ve staj blokları ile ilgili, klinik öncesi eğitim döneminin klinik eğitim dönemini yordayıp yordamadığı da regresyon analizi ile incelenmiştir.

1.1. Problem Durumu

Son yıllarda alanyazında alternatif ölçme ve değerlendirme yöntemleri ilgi görüp, araştırmalara konu olsa da, hala çoktan seçmeli testler eğitimin her kademesinde sıklıkla kullanılmaktadır. Yüksek öğretimde kullanılan sınavların büyük çoğunluğunda çoktan seçmeli test maddelerinden yararlanılmaktadır. Bu nedenle araştırmada, Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 3. sınıftaki Evre 4 Blok 1 sınavı ile 4. sınıftaki Kardiyopulmoner Enfeksiyon Staj Bloğu sınavlarında kullanılan çoktan seçmeli testlerin psikometrik özellikleri incelenmiştir.

Günümüzde Rasch modelin birçok çeşidi ölçeklerin geliştirilmesi ve analiz edilmesinde farklı alanlarda kullanılmaktadır. Son yıllarda Rasch modelin sağlık bilimlerinde kullanımının arttığı gözlemlenmiştir. Eğitimin farklı kademelerinde de başarı ve yeterlilik ölçeklerinde Rasch model analizi kullanılmaktadır ancak tıp fakültesinde kullanılan başarı testinden elde edilen veriler kullanılarak yapılan bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu yönüyle araştırmanın alanyazına katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Araştırmada tıp fakültesinde kullanılan çoktan seçmeli maddelerden oluşan başarı testlerinin psikometrik özellikleri, Rasch modelden yararlanılarak incelenecektir. Bununla birlikte klinik öncesi eğitim dönemi ve klinik eğitim dönemi arasındaki istatistiksel ilişkinin incelenmesinde regresyon analizi kullanılacaktır.

1.2. Problem Cümlesi

Tıp fakültesi öğrencilerinin klinik öncesi eğitim dönemi (preklinik) performansı ile klinik eğitim dönemi performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki var mıdır?

1.2.1. Alt Problemler

Problem cümlesi doğrultusunda araştırma kapsamında incelenecek alt problemler şunlardır:

1. Tıp Fakültesi öğrencilerinin klinik öncesi eğitim dönemi 3. sınıf E4B1 ve 4. Sınıf KPE çoktan seçmeli sınavı testlerinin psikometrik özellikleri (test maddelerinin madde güçlüğü ve madde ayırd ediciliği) nelerdir?
2. Tıp Fakültesi öğrencilerinin klinik öncesi eğitim dönemi E4B1 ve KPE Blok Yazılı Sınavı testlerinin veri-Rasch Modeli uyumu nasıldır?
3. Tıp Fakültesi öğrencilerinin klinik öncesi eğitim dönemi 3. sınıf E4B1 Blok Yazılı Sınav performansları 4. sınıf klinik eğitim dönemi Kardiyopulmoner Sistem ve Enfeksiyon Staj Bloğu yazılı sınav performanslarını yordamakta mıdır?

1.3. Sayıtlar ve Sınırlılıklar

Araştırmaya katılan Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi öğrencilerinin uygulanan sınavlarda, gerçek bilgi ve becerilerini yansıttığı varsayılmaktadır.

Bu araştırma 2012-2013 eğitim öğretim yılında 3. sınıf E4B1 sınavına giren ve 2013-2014 eğitim öğretim yılında 4. sınıfa geçen aynı 102 öğrencinin KPE staj bloğundaki başarı testini uygun şekilde yanıtlayanlarla sınırlıdır.

1.4. Araştırmanın Amacı ve Önemi

Bu araştırmanın amacı, Ege Üniversitesi Tıp Fakültesindeki öğrencilerden elde edilen verilerle Rasch Analizi yapılarak 3. ve 4. sınıf başarı testlerinin psikometrik özelliklerini incelemektir. Bununla birlikte aynı başarı testlerinin, sınav performanslarını yordayıp yordamadığı belirlenecektir. Araştırma, Rasch model analizinin ilk defa tıp fakültesi başarı testi verilerinin kullanılmasıyla yapılması nedeniyle, alanyazına katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Ayrıca tıp fakültesinde

kullanılan başarı testlerinin psikometrik özellikleri incelenerek, geliştirilecek olan başarı testlerine farklı bir bakış açısı kazandırması yönüyle de önemlidir.



BÖLÜM II

KURAMSAL ÇERÇEVE

Ölçme, genel anlamda herhangi bir niteliği gözlemlemek ve sonuçlarını sayı veya sembollerle ifade etmektir (Turgut, 1977). Ölçmeyi doğrudan ölçme, dolaylı ölçme ve türetilmiş ölçme olarak üç grupta incelemek mümkündür. Örnekle ifade etmek gerekirse, bir masanın boyunun ölçülmesi “doğrudan ölçme” iken, bir öğrencinin herhangi bir dersteki başarısının ölçülmesi “dolaylı ölçme” ye örnektir. Doğrudan ölçmede, bir nesneyi/bireyi bir kez ölçmek yeterli olabilirken; dolaylı ölçmede tekrarlanan her bir ölçümde farklı sonuçlar elde edilebilmektedir. Çünkü dolaylı ölçmede, doğrudan ölçme için söz konusu olan hata kaynaklarından (ölçücü, ölçme aracı ve ölçülen özellik) başka, asıl ölçme konusu olan davranış ile gerçekte gözlenen davranış arasında kurulan ilişki de bir hata kaynağı olabilir (Tekin, 2002; Öztuna 2008). Türetilmiş ölçme ise bir özelliğin iki veya daha fazla değişken arasındaki bağıntıya bakılarak yapılan ölçme türüdür. En az iki değişkenin ölçüm sonucunun çarpılması ya da oranlanması gibi matematiksel işlemler sonucu elde edilen ölçmedir. Dikdörtgen bir arazinin kısa ve uzun kenarının çarpılarak arazinin alanının bulunması türetilmiş ölçmeye örnektir.

Ölçme aracı olarak kullanılan ölçeklerin psikometrik özellikleri (geçerlik, güvenilirlik, kullanılabilirlik ve değişime duyarlılık) belirlenmiş ve ölçülmek istenen nitelik için geliştirilmiş olmalıdır. Ölçme araçları için istenen bu özelliklerde geçerlik önemli bir yer tutar. Bir ölçek geliştirilirken temel olarak bulunması beklenen geçerlik türleri; kapsam geçerliği, bir ölçüte dayalı geçerlik, sınıflamaya ve sıralamaya dayalı karar geçerlik ve yapı geçerliğidir.

Kapsam geçerliği; bir ölçme aracının, bu araçla ölçülmek istediği davranışlara ne kadar hizmet ettiği (Turgut ve Baykul, 2014). Ölçeği oluşturan maddelerin, ölçülmek istenen davranışları yeterli düzeyde temsil edebilmelidir. Bir ölçüte dayalı geçerlik ise geçerlik belirleme yöntemleri arasında geçerlik katsayısı veren tek yöntemdir. Bununla birlikte, bireylerin bir işi yapıp yapamayacağını ya da ölçülen özellik ile ilgili geleceğe dönük performansının ölçüsünü veren seçme-yerleştirme amaçlı kullanılan testlerin geçerliği, testi alan bireylerin aldıkları puanlarla, geçerliği ve güvenilirliği kanıtlanmış puan takımları arasındaki ilişkiyi matematiksel olarak

incelemek suretiyle belirlenebilmektedir (Atılgan, Kan ve Dođan, 2014). Sınıflamaya ve sıralamaya dayalı karar geerliđinde bireylerin alan uzmanlarının geliřtirdiđi indeks eřitlerinden biriyle sınıflandırılması, sıralanmasına dayalı uygulanan geerlik türüdür. Son geerlik türü olan yapı geerliđi ise; ölçme aracındaki maddelerin ölçülmek istenen kuramsal yapıyı, tam olarak ölçebilecek nitelikte hazırlanmış olması demektir. Örneđin bir matematik dersi sınavında sadece matematik ile ilgili yeterlilik düzeyi ölçülmelidir. Güzel yazı yazma, sayfa düzenine dikkat etme gibi kriterlere bakılarak deđerlendirme yapılırsa yapı geerliđini düşürür. Ölçme aracının yapı geerliđine iliřkin önerilen yöntemler ile ölçülmek istenen yapının ölçülüp ölçülmediđine karar verilebilir.

2.1. Ölçmede Temel Yaklaşımlar

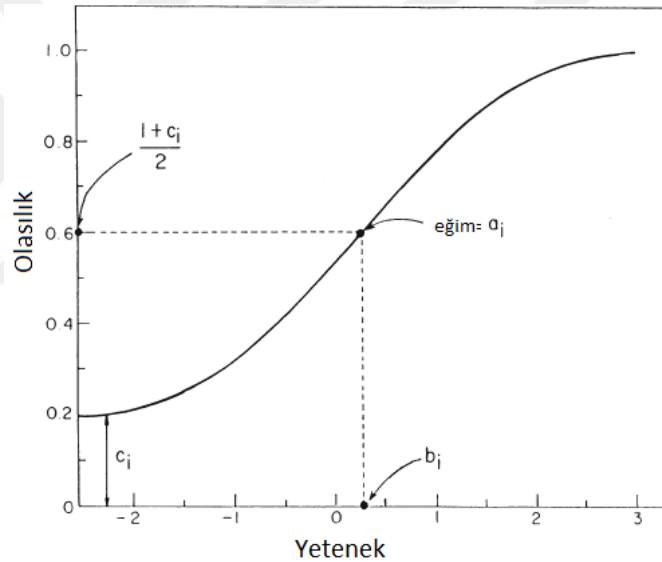
2.1.1. Klasik Test Teoremi

Ölçme yaparken kullanılan, en eski ve temel yaklaşımlardan biri Klasik Test Teoremi (KTT)'dir. Gerçek puan teorisi olarak da adlandırılan KTT, gözlenen puanlardan yola ıkararak gerçek puanları elde etmeye alışır. (Baykul,2010). Klasik test kuramının varsayımları hata puanlarının beklenen deđerinin sıfır olması, gerçek puanlarla hata puanları arasındaki korelasyonun sıfır olması ve farklı ölçümlere karışan hata puanlarının korelasyonunun sıfır olmasıdır. KTT kuramının kullanıcılarına sağladıđı birtakım avantajlar vardır. Özellikle, başarı testi uygulayan öđretmenler ve ölçme alanında üst düzey bilgi sahibi olmayan arařtırmacılar için KTT, madde ve test istatistiklerinin hesaplanabilmesi bakımından daha tercih edilir bir kuram olarak geerliđini korumaktadır. Bununla birlikte, analiz için kullanılan yazılım programları da farklı yaklaşımların yaygınlaşmasına olanak tanımaktadır. Ayrıca KTT, örneklem büyüklüğü konusunda katı olmadığı için, bu kuramı kullanan alışmacılar için avantaj sağlayabilir. Bu avantajlarına rađmen KTT'nin bazı sınırlılıkları da mevcuttur. Bu sınırlılıklarının en önemlisi de KTT farklı hata kaynaklarını bir arada deđerlendirmeye olanak sağlamaz. Bununla birlikte madde istatistikleri gruba bađımlıdır ve uygulanan grubun yeterliliđine göre sonuçlar deđişiklik gösterebilir. Benzer şekilde madde istatistikleri örnekleme bađlı olduđu gibi madde örneklemine göre de deđişmektedir. Diđer bir deyiřle ölçeđi oluřturan

maddeler kolay ise alınan toplam puan artar, zor ise azalır (MacDonald ve Paunonen, 2002).

2.1.2 Madde Yanıt Teoremi

İki temel teoriden bir diğeri ise Madde Yanıt Teorisi (MYT)'dir. Modern Test Teorisi adı da verilen bu teori ile KTT'nin sınırlılıklarını ortadan kaldırdığı iddia edilmiştir. MYT'de madde parametreleri örnekleme bağımlı değildir. Bireylerin incelenen özellik düzeyleri ve maddelerden bağımsızdır. MYT modelleri bir ölçme aracı tarafından ölçülen yetenek ya da özellik (θ) ile bir maddeye verilen cevap arasındaki ilişkiyi gösterir. Söz konusu ilişki madde karakteristik eğrisi adı verilen fonksiyonla ifade edilir (Şekil 1).

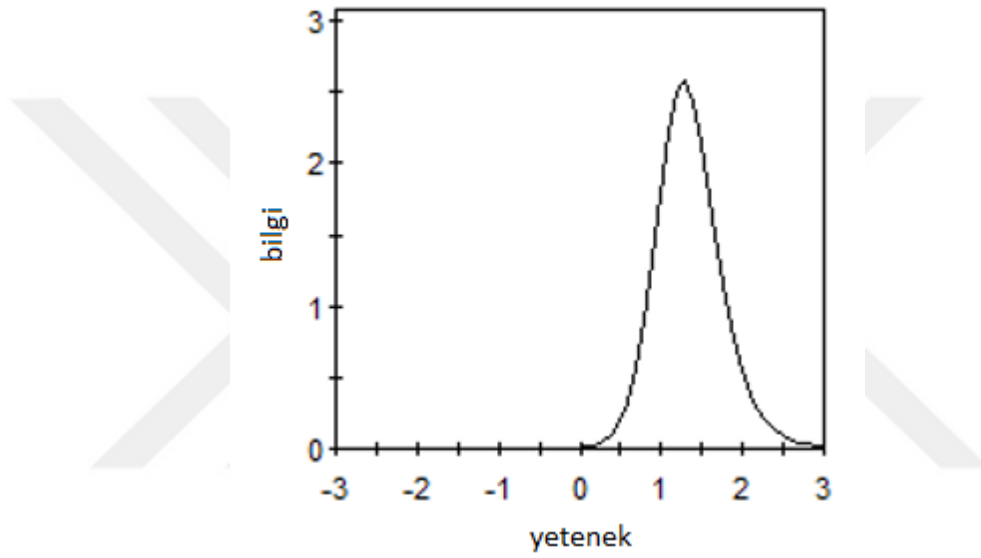


Şekil 1. İkili Puanlanan Bir Maddeye Ait Madde Karakteristik Eğrisi (Üç Parametrelili Model)

Madde karakteristik eğrisinin eğimi, a_i (ayırıcılık) parametresi ile ilgili bilgi verirken, y eksenini kestiği nokta c_i (tahmin) parametresi ile ilgili bilgi vermektedir. Ayrıca $(1+c_i) / 2$ olasılık değerine karşılık gelen yetenek düzeyi de b_i (güçlük) parametresi ile ilgili bilgi vermektedir.

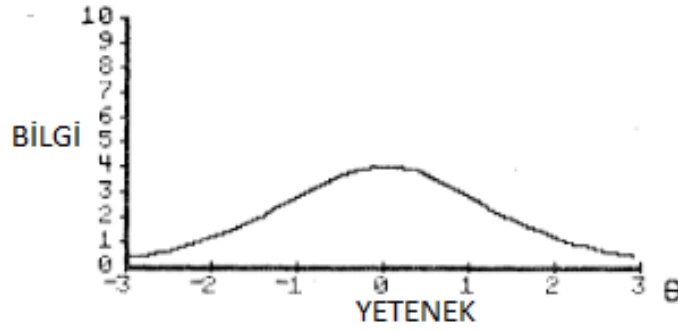
Madde Yanıt Teoremi'nde önemsenen, bir sınav uzmanı için yetenek parametresinin değerini tahmin etmektir. Yetenek parametresi θ ile gösterilir ve uygun formül kullanılarak, negatif sonsuzluktan pozitif sonsuzluğa kadar olan

yetenek ölçeği üzerindeki her yetenek seviyesi için bilgi miktarı hesaplanabilir. Yetenek sürekli değişken olduğu için bilgi sürekli değişken olacaktır. Madde bilgisi, cevaplayıcının bir maddedeki performansının, yetenek düzeyine ne kadar katkı sağladığının belirlenmesi ile ilgilidir. Maddedeki bilgi yükü ne kadar fazlaysa, cevaplayıcının ölçülen özelliğe dair yeteneği de o derece doğru tahmin edilir ve yetenek düzeyinin gerçek değerine yakın bir değer bulunur. Madde bilgi fonksiyonu ise, bir maddenin her yetenek düzeyine karşılık gelen bilgiyi gösterir (Baker, 2001). Ayırt ediciliği yüksek olan maddelerin yetenek kestirimi de daha çok kesinlik taşır.



Şekil 2. Madde Bilgi Fonksiyonu Grafiği

MYT’de ölçmenin standart hatasını ve güvenilirliğini hesaplamak için kullanılan “Test Bilgi Fonksiyonu”, madde bilgi fonksiyonlarının toplamına eşittir. Test bilgi fonksiyonunun genel seviyesi, tek bir madde bilgi fonksiyonu için olandan çok daha yüksek olacaktır. Böylece, bir testin ölçme yeteneği, tek bir maddeden daha kesin olur denilebilir. Testte ne kadar fazla madde olursa, bilgi miktarı o kadar fazladır. Bu nedenle genel olarak ölçmenin yeteneğini belirlemede uzun testler, kısa testlerden daha yüksek duyarlılıkla ölçecektir. On maddelik bir test için, test bilgisinin miktarının yeteneğe göre çizilmesi, Şekil 3’te gösterildiği gibi test bilgi fonksiyonunun grafiğini verir (Baker, 2001).



Şekil 3. *Test Bilgi Fonksiyonu Grafiği*

KTT'ye oranla MYT'nin analizlerde sunduğu avantajların en önemlisi, analizleri toplam puanlar üzerinde yapmak yerine madde boyutunda yapılmasına fırsat vermesidir. Bir diğer avantaj da değişmezlik (invariance) özelliğidir. Klasik test teorisi analizlerinde kolay bir sınavı alan grubun başarı ortalaması yüksek olurken, aynı grubun zor bir sınavı aldığı anda ise başarı ortalaması düşük çıkabilmektedir ya da çok yetenekli bir grupta, bir sınav kolay olarak yanıtlanabilirken, çok düşük seviyeli bir grubun yanıtlarına göre bu sınavın zor olduğunu kabul etmek gerekebilir. MYT'de değişmezlik ilkesi, madde güçlüğü ve ayırt ediciliği bakımından cevaplayıcılardan bağımsızdır. Hangi yetenek düzeyinde cevaplayıcı olursa olsun madde özelliklerinde değişmezlik korunur. MYT'nin tüm bu avantajlarının oluşabilmesi için gerekli varsayımlarını da karşılaması gerekir. Bunlar boyutsallık, yerel bağımsızlık ve madde karakteristik eğrisinin fonksiyonel şeklidir. Madde ve yetenek parametrelerinin hatasız olarak hesaplanabilmesi için örneklem büyüklüğünün fazla olması beklenir ve maddelerin tek boyutluluğu sağlanmaz ise, madde yanlı çıkmasa bile madde karakteristik eğrileri arasında farklılıklar olabilir (Crocker ve Algina, 1986).

2.1.2.1. Lojistik Modeller

MYT'nin eski araştırmalarında normal ogive baskın olmasına rağmen, bugün büyük ölçüde yerini daha basit hesaplamalar gerektiren üç lojistik modele bırakmıştır.

Üç lojistik model için de madde karakteristik eğrilerinin temeli, kümülatif lojistik dağılım fonksiyonudur. Bu fonksiyonun genel formu aşağıdaki gibidir.

$$P_g(\theta) = \frac{e^x}{1+e^x}$$

e : doğal logaritmik sistemin tabanıdır

x : keyfi sembol, gözlenen puanı simgelemez

Her üç lojistik modelde de madde karakteristik eğrisi, bu genel formülün varyasyonudur. Modeller kullanılan madde parametresine göre değişir. Bu modeller;

Bir Parametrelili Lojistik Model:

Bir parametrelili lojistik modelde madde karakteristik fonksiyonu,

• $P_i(\theta)$: yetenek düzeyindeki bir bireyin maddeyi doğru cevaplandırma olasılığı

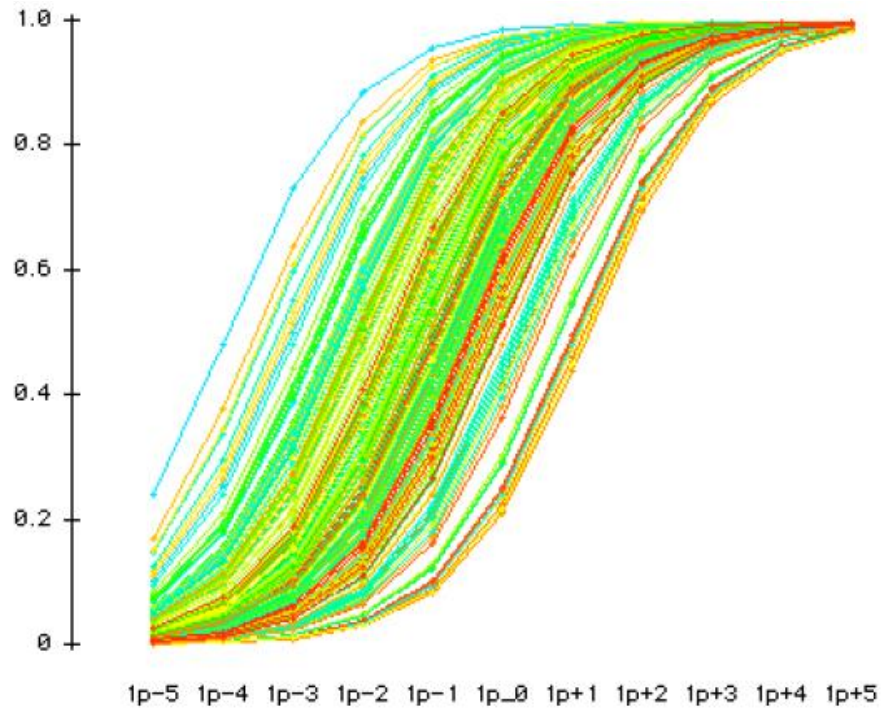
• n: testteki madde sayısı

• b_i : maddenin güçlük düzeyini göstermek üzere,

$$P_i(\theta) = \frac{e^{(\theta-b_i)}}{1+e^{(\theta-b_i)}} \quad i=1,2,3,\dots,n$$

formülü ile ifade edilir. Ayırıcılık parametresi (a_i) tüm maddeler için sabit bir değer olarak kabul edilir. Maddelerin tahminle doğru yanıtlanma olasılıklarının da (c_i) sıfır olduğu varsayılmaktadır.

Bir parametrelili bir modelin madde karakteristik eğrisi grafiği de şekil 4'teki gibidir.



Şekil 4. Bir Parametrelili Lojistik Modelin Madde Karakteristik Eğrisi Grafiği

Şekil 4 birçok maddenin karakteristik eğrilerinin bir grafikte gösterildiği bir parametrelili lojistik modelinin tipik bir örneğini göstermektedir. b_i (güçlük parametresi veya eşik parametresi olarak da bilinir) bize bir maddenin ne kadar kolay veya ne kadar zor olduğunu gösterir. Tek parametrelili MYT modelinde kullanılır. Bu çizimin karakteristik özelliği, iki madde karakteristik eğrisinin üst üste geçmemesidir (Yu, 2017).

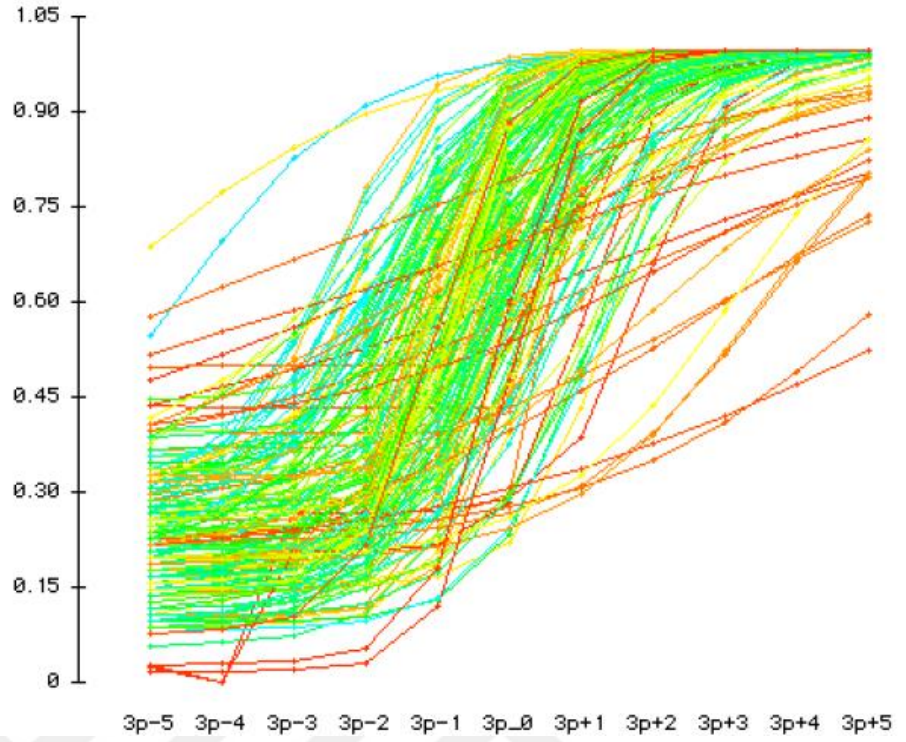
İki Parametrelili Lojistik Model

Birnbaum iki parametrelili normal ogive fonksiyonlar için, iki parametrelili lojistik toplamlı dağılımın fonksiyonunu elde etmiştir. Bu modelde a_i değeri (ayırıcılık parametresi) eklenmiştir. Bu değer bize, bu maddenin yüksek derecede yetkin öğrenciler ile daha az yetkin öğrenciler arasında ne kadar etkili olduğunu söylemektedir (Yu, 2017). İstatistikçiler matematiksel olarak işlenebilir olduğunu ifade eder ve

$$P_i(\theta) = \frac{e^{Da_i(\theta-b_i)}}{1+e^{Da_i(\theta-b_i)}} \quad i=1,2,3,\dots,n$$

şeklinde formüle edilmiştir.

$P_i(\theta)$, b_i , ve a_i , θ normal ogive eğrilerdekiyle aynı şekilde ifade edilir. Maddelerin tahminle doğru yanıtlanma olasılıklarının (c_i) sıfır olduğu varsayılmaktadır. D ölçekleme faktörüdür. $D=1,7$ olduğunda, 2 parametrelili normal ogive ve 2 parametrelili lojistik modeller için $P_i(\theta)$ değeri, bütün θ değerleri için 0.01den küçük farklılıklar gösterir. İki parametrelili lojistik modelin madde karakteristik eğrisi Şekil 5'teki gibi gösterilmektedir.



Şekil 5. İki Parametrelili Lojistik Modelin Madde Karakteristik Eğrisi Grafiği

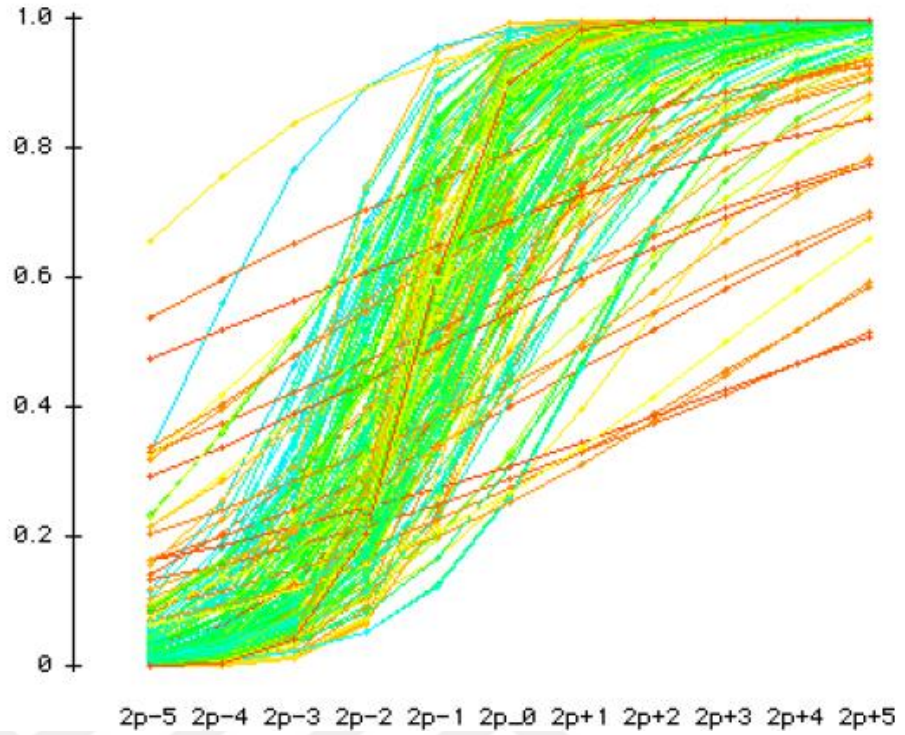
Şekil 5'ten de anlaşılacağı gibi, bazı madde karakteristik eğrilerinin birbirinin üzerinden geçtiğini, kesiştiğini ve bir parametrelili model kadar temiz bir görünüme sahip olmadığını söylemek mümkündür.

Üç Parametrelili Lojistik Model

Modeldeki $P_i(\theta)$, b_i , a_i ve D ; iki parametrelili modeldeki anlamlarını korumaktadır. Modele eklenmiş olan parametre, tahmin başarısının karşılığı olan " c_i " parametresidir. " c_i " parametresi, maddenin doğru cevaplandırılabilmesi için gerekli olan en düşük yetenek düzeyi olarak da tanımlanmaktadır.

$$P_i(\theta) = c_i + (1 - c_i) \frac{e^{Da_i(\theta - b_i)}}{1 + e^{Da_i(\theta - b_i)}} \quad i=1,2,3,\dots,n$$

formülü ile ifade edilir.



Şekil 6. Üç Parametrelili Lojistik Modelin Madde Karakteristik Eğrisi Grafiği

Şekil 5 ve 6 birbirine çok benzemekle birlikte ince bir farklılık olduğunu belirtmek gerekir. Şekil 6'da, çoğu madde y ekseninde daha yüksek bir orijine sahiptir. Tahmin parametresi hesaba katıldığında, sınava giren kişi hakkında hiçbir şey bilmese bile ($\theta = -5$), birçok maddede doğru cevabı elde etmek için bazı şansları ($p > 0$) olabileceğini göstermektedir. MYT modelleyicileri, bazı durumlarda ayırıcılık ve tahmin parametrelerinin gerekli olduğunu iddia eder (İki ve üç parametrelili modelleri). Ancak, Rasch modellemesi perspektifinde, kesişen madde karakteristik eğrileri uygun bir model olarak düşünülmemelidir, çünkü yapı geçerliliği madde güçlüğü hiyerarşisinin kişi yetenekleri arasında değişmez olmasını gerektirir (Fisher, 2010, Yu, 2017). Madde karakteristik eğrileri kesişiyorsa, test geliştiricileri maddeleri düzeltmelidir. Temel kural, ne kadar çok parametre tahmin edilmek isteniyorsa o kadar çok hesaplama ihtiyacı vardır. Örneklem büyüklüğü kısıtlamaları varsa, testi yapmak için bir parametrelili lojistik modeli veya Rasch modeli kullanılması önerilir (Yu, 2017).

2.2. Rasch Model

Rasch modeli, bir kişinin gizli bir özellikteki düzeyinin ve aynı gizli özellikteki çeşitli maddelerin düzeyinin bağımsız olarak hesaplanabilen ancak aynı şekilde açıkça birbiriyle karşılaştırılabildiği, madde yanıt teorisi içindeki tek parametrelili bir lojistik modeldir (Acton, 2003). Rasch model ölçme çıktılarının özelliğini değerlendirmek için kullanılır. Verilerin model beklentilerine uygun olduğu gösterildiğinde, ölçeğin iç yapı geçerliğini desteklenmiş olduğunu belirtir ve sıralı ölçek, aralıklı ölçeğe dönüştürülür (Tennant ve Conaghan, 2007). Bu modelin analizleri için, tercih edilmiş olasılıksal matematik modelleme tekniği de diyebiliriz.

Rasch modelinde, bireyin bir maddeye doğru bir yanıt verme olasılığı, bireyin incelenen özellik olan (θ) düzeyi ile madde zorluk parametresi (β) arasındaki farklılığın lojistik fonksiyonu olarak hesaplanır. Bu modelde β 'nin yanı sıra bireyin θ düzeyi de tahmin edilir (Ateş, 2015). Rasch analizi, eşit aralıklı bir ölçeğin uygulandığı her grupta, her katılımcıya ait bir yetenek kestirimi yapmaktadır. Bunu matematiksel olarak ifade etmek gerekirse, madde karakteristik eğrisi eğiminin a_i (ayrıt edicilik) değerini, tüm maddeler üzerinden a değerlerinin ortalamasına eşittir. Ayrıca c_i (tahmin) parametresini sıfır kabul eden ve sadece b_i (güçlük) parametresinin kestirildiği bir parametrelili modelle benzer bir yapıya sahiptir. Bununla birlikte Rasch modelinde a_i değeri tüm modeller için 1 olarak alınır.

Özetlemek gerekirse, tek bir ölçüm skalası üzerinde, kişileri ve maddeleri yerleştirerek aralarındaki etkileşimin kullanılmasında Rasch analizinden yararlanılır. Rasch analizi lojistik bir dağılım göstermektedir ve Rasch analizinde ölçüm birimi logittir. Elde edilen ham puanlar yerine, bu ham puanların logit değerlere (bir tür standart puan) dönüşmesi sonucu, bu logit değerleri analizde kullanılmaktadır (Linacre, 1993). Böylelikle gözlenen değerlerle elde edilen sıralamaya dayalı sonuçlar logit değerlere dönüştüğü için, bu değerlerle oransal karşılaştırma işlemleri yapılabilmektedir. Bunun yanı sıra çarpma, bölme, çıkarma ve toplama işlemleri de yapılabilmektedir. Gözleme dayalı ölçme işlemleri yapılırken, hem gözlenen, hem de gözleyen değişkenleri ayrı ayrı analiz eder ve aralarındaki etkileşimi görmeye olanak sağlar (Linacre, Heinemann, Wright, Granger ve Hamilton, 1994). Rasch modelleri, bilinen tüm psikometrik geçerlilik gereksinimlerini karşıladığından, nesnel ölçümler

sağlamanın yanı sıra, Rasch model maddeleri ile yapılan ölçümlerin, ideal psikometrik ölçüm olarak kabul edilebileceği söylenebilir (Christensen, Kreiner, ve Mesbah, 2013).

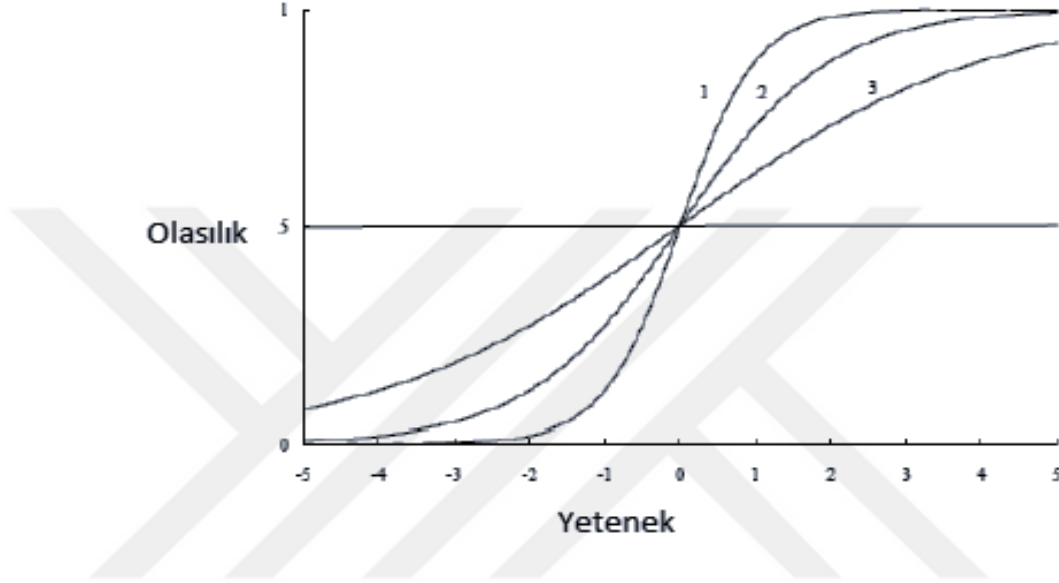
Rasch modeli sadece var olan bir ölçeğin psikometrik sonuçlarını incelemek için kullanılmamaktadır. Örneğin yeni bir ölçeğin geliştirilmesinde uygulanarak, başlangıçtan itibaren model beklentilerine uyacak şekilde ayarlanan maddelerin tasarlanması da mümkün olacaktır. Böylelikle madde bankalarının oluşturulmasında da kullanılabilir bir yöntemdir. Bununla birlikte sıralı ölçeklerin boyutsal yapısı hakkındaki hipotezlerin incelenmesinde uygulanabilmektedir. Bazen ikinci dereceden faktörler veya daha yüksek dereceli yapılar önerilebilir (yani, farklı alt ölçeklerden birkaç madde kümesi bir araya getirildiğinde) ve bunlar Rasch modeline uygun olarak test edilip revize edilerek bir aralık (logit tabanlı) tahmini elde edilebilir.

Benzer birçok uygulama alanı olan Rasch modelinin, öncelikli olarak bazı varsayımları sağlaması beklenir. Bu varsayımlar;

- Ölçeğin tüm maddeleri tek bir özelliği ölçmelidir. Yani ölçülecek özellik “tek boyutlu” dur. Eğer tek boyutluluk varsayımı sağlanmıyorsa doğru ölçüm yapılamaz.
- Bireyin incelenen özellik olan θ düzeyi arttıkça, maddelere doğru yanıt verme olasılığı da monoton olarak artar.
- Belirli bir θ düzeyinde, maddelere verilen yanıtlar birbirinden bağımsız olmalıdır ki buna da “yerel bağımsızlık” denilmektedir.
- Bireylere ve maddelere ait toplam skorlar sırasıyla birey ve madde parametrelerinin yeterli istatistikleridir (Doğanay Erdoğan, 2012).

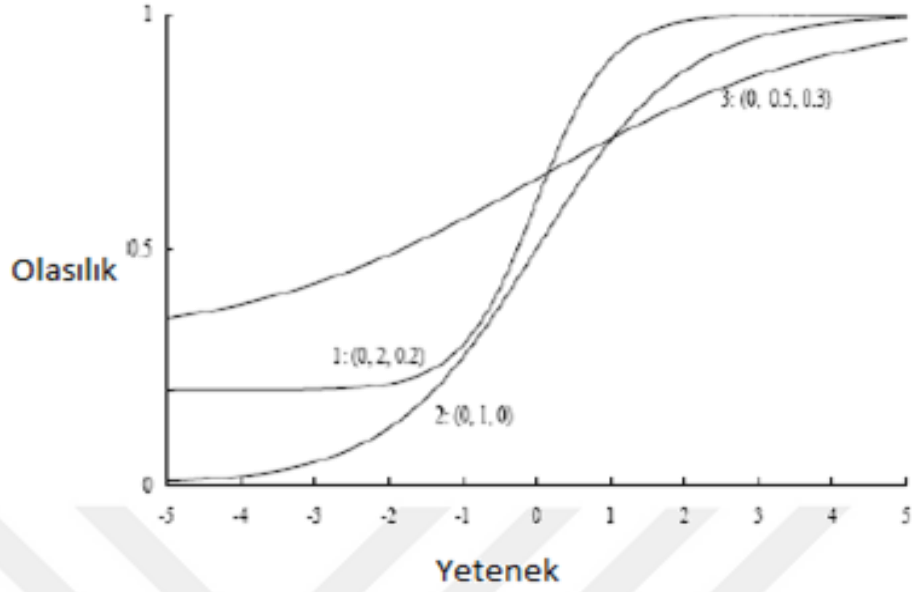
Tüm bu varsayımları sağlayan bir Rasch modelinin avantajlarını da belirtmek mümkündür. Rasch modeline göre; bir maddeye verilen doğru yanıt olasılığının artması, o madde için incelenecek özellik düzeyinin artışı ile doğru orantılıdır. Ayrıca herhangi bir bireyin maddeye doğru yanıt verme olasılığının azalması, maddenin zorluk düzeyinin de arttığını gösterir. Benzer şekilde herhangi bir bireyin maddeye doğru yanıt verme olasılığının artması, maddenin zorluk düzeyinin azalması anlamına gelmektedir. Kısacası bir maddenin zorluk sıralamasının bireyden bireye farklılık göstermediğini söylemek mümkündür.

Örneğin MYT’de iki ve üç parametrelide maddeye verilen doğru yanıt olasılığının artması ile incelenecek özellik düzeyinin artması özelliği sağlanabiliyorken, madde zorluğu ve doğru yanıt verme olasılığı arasında beklenen doğru orantı olması özelliği sağlanamamaktadır. Şekil 7 ve 8’de iki ve üç parametrelide model üzerinde, üç maddenin madde karakteristik eğrisi grafikleri verilmiştir. Şekil 9’da ise Rasch modelde üç maddenin madde karakteristik eğrisi grafiği verilmiştir.



Şekil 7. MYT’de İki Parametrelide Üç Maddenin Madde Karakteristik Eğrileri

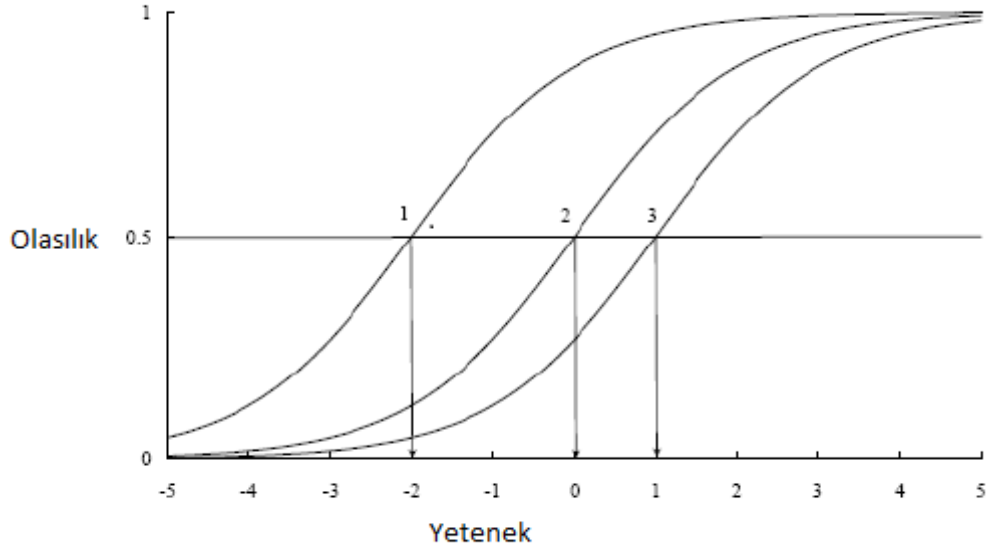
Şekil 7’deki modelde madde olasılıkları, yetenek düzeyi 0’ın altında olan bireyler için $3 > 2 > 1$ şeklinde sıralandığını görülmektedir. Bununla birlikte madde olasılıkları, yetenek düzeyleri 0’ın üstünde olan bireylerde ise $1 > 2 > 3$ olarak sıralanmıştır. Aynı grafikte yetenek düzeyleri 0 olan bireylere bakıldığında ise tüm maddelerdeki olasılık eşittir. Sonuç olarak maddelerin zorluk düzeylerini kestirmek zordur (Aytuğ Koşan, 2013).



Şekil 8. MYT'de Üç Parametrelî Modelde Üç Maddenin Madde Karakteristik Eğrileri

Şekil 8'de belirtilen üç parametrelî modelde de yetenek düzeylerine göre madde zorlukları farklılık göstermekte olup, Rasch modeline göre maddenin zorluk sıralaması bireyden bireye farklılık göstermez kuralına aykırıdır.

Rasch modelinde ise, hem bir maddeye verilen doğru yanıt olasılığının artması, o madde için incelenecek özellik düzeyinin artması gerektiği özelliğini sağlar, hem de madde zorluğu ve doğru yanıt verme olasılığı arasında beklenen doğru orantıyı sağlar.



Şekil 9. Rasch Modelde Üç Maddenin Madde Karakteristik Eğrileri

Rasch modelinde bireyin yanıtlayacağı her madde için yetenek düzeyi ne kadar artarsa, doğru cevap verme olasılığı o kadar artmaktadır, aynı zamanda her birey için madde ne kadar kolaysa doğru cevaplama olasılığı da o kadar artmaktadır (Chung, 2010). Rasch model ile herhangi bir maddeyle ilgili doğru cevap olasılığını ve cevaplayıcının maddeyi yanıtlarken altında yatan yeteneğinin bulunmasını sağlar (Lin ve Pakpour, 2017).

2.2.1. Rasch Modelleri

Rasch Modeli Georg Rasch tarafından, 1960'larda, bir parametre lojistiği (1PL) olarak adlandırılan MYT'nin analitik bir modelinin gelişmesi ile oluşmuştur. Bu matematiksel model daha sonraları ABD'de Benjamin Wright tarafından popülerleştirilmiştir (Sumintono, 2017). Georg Rasch'ın iki sonuçlu ölçeklerin iç tutarlılığını analiz etmek için kullandığı model, 1978 yılında David Andrich tarafından geliştirilerek çok seçenekli maddeler için "Rating Scale Model" adını verdiği Sıralı Sonuçlu Modeli Rasch ailesine dahil etmiştir. Ardından da 1982 yılında Geofferey Masters'in "Partial Credit Model" olarak adlandırdığı, Kısmi Kredi Model'i geliştirmesiyle günümüzde en yaygın olarak kullanılan bu üç Rasch modeli, bilim dünyasında yer almaktadır. Model seçimi incelenecek veri setine göre değişiklik göstermektedir. Veri seti iki sonuçlu maddelerden oluşuyorsa "Dichotom

Rasch Model” yani “İkili Rasch Model” veya “Rasch Model” olarak isimlendirilen model türü kullanılır. Eğer veri seti çok sonuçlu maddelerden oluşuyorsa, madde kategorilerinin özelliklerine göre “Partial Credit Model” olarak bilinen “Kısmi Kredi Modeli” ya da “Rating Scale Model” olarak bilinen “Sıralı Sonuçlu Modeller”den uygun olanı kullanılır.

2.2.1.1. İkili Rasch Model (Dichotom Rasch Model)

Sir Isaac Newton, başına bir ağaçtan düşen elma çarpıp yer çekimini keşfettiğinde, Georg Rasch (1901-1980), bir maddeye neyin yanlış ya da doğru cevap verdiğini sorgulamış ve ünlü Rasch ölçüm modelini (Rasch, 1960) geliştirmiştir (Chung, 2010). İkili Rasch modelde, herhangi bir doğru cevabın olasılığı, her biri logit (log odds birimleri) olarak ifade edilen, kişi yeteneği ve madde zorluğu arasındaki farkın lojistik fonksiyonu olarak modellenmiştir. Daha yüksek yetenekli kişilerin tüm maddelerde başarılı olma olasılığı daha yüksek iken, daha az zor olan sorulara herkes tarafından daha kolay cevap verilecektir. Bununla birlikte madde zorluklarının sırası tüm cevaplayıcılar için aynıdır. İkili Rasch modeli, yanıtları; evet/hayır, katılıyorum/katılmıyorum vb. olan ölçekleri analiz etmeye yönelik tasarlanmıştır. Buna göre birey maddeyi doğru yanıtlarsa 1, yanlış yanıtlarsa 0 puan almaktadır (Wright ve Masters, 1982). Georg Rasch, olasılıkları etkileyen iki ana neden olduğunu öne sürmüştür; birincisi, bireyin yeteneği; θ , diğeri de maddenin zorluk parametresi olan; β 'dir. Rasch bu model sayesinde hem bireyin yeteneğini hem de madde zorluk parametresini kestirmenin gerekliliğini savunmuştur. İncelenmek istenen özellik θ_i ve madde zorluk düzeyi β_j olmak üzere, i . bireyin j . maddeye “x” yanıtını verme olasılığı;

$$P(X = x_{ij}/\theta_i) = P_{ij} \frac{\exp[x_{ij}(\theta_i - \beta_j)]}{1 + \exp(\theta_i - \beta_j)} \quad , x = 0,1 \quad \text{şeklinde}$$

formüle edilmiştir.

Eşitlikte verilen β ve θ toplanabilir özelliktedir. Bu da aynı logit biriminde ve aralığında olduğunu göstermektedir. Bu değer $-\infty$ ile $+\infty$ değerleri arasında olur ancak uygulamalarda +3 ile -3 aralığında değerlendirilmektedir (Chung, 2010).

2.2.1.2. Sıralı Sonuçlu Model veya Derecelendirme Ölçeği Modeli (Rating Scale Model)

Sıralı sonuçlu modelde eşik değerler arasındaki uzaklık tüm maddeler için aynı kabul edilir. Her bir madde için tek bir eşik kestirip, bu eşik değerine diğer eşik değerlerini ekleyerek analize devam edilir. Basamakların zorluk düzeyleri maddeden maddeye değişmemesinin formüldeki gösterimi β_{jk} yerine ($\beta_{jk} = \beta_j + \tau k$) şeklinde olur. Buradaki β_j ; seçilen bir maddenin kategori eşik değerlerine göre ortalama zorluğu, τk ise her maddedeki k. basamağın eşik değerini ifade etmektedir. Böylelikle sıralı sonuç modelin formülü,

$$P (X=X_{ijx}) = \frac{\exp \sum_{k=0}^x (\theta_i - (\beta_j + \tau k))}{\sum_{k=0}^{m_i} \exp \sum_{t=0}^k (\theta_i - (\beta_j + \tau k))}, \quad x=0,1,\dots,m_i \quad \text{şeklinde}$$

ifade edilmektedir.

2.2.1.3. Kısmi Kredi Modeli (Partial Credit Model)

Rasch modeli içerisinde yer alan kısmi kredi modeli, çok sonuçlu maddelerin kullanıldığı ölçekler için geliştirilmiş bir modeldir. Ölçekteki tüm maddelerin, bireyler arasında eşit ayırt edicilik gücüne sahip olduğu durumlarda kullanılır ve Masters'a göre θ düzeyi orta derecede olan bireylerin de olasılıklarını hesaplamayı mümkün kılabilir. Çünkü maddelere verilen yanıtlardaki doğruluk kavramının sadece iki seçeneği olmadığını, Likert tipi ölçekler için de θ düzeyinin belirlenebileceğini belirtmiştir. Kısmi kredi modelinde; θ_i ; i. bireyin incelenen özellik düzeyini, β_{jk} ; j. maddeden X puan alma zorluk düzeyini, m_j ; j. maddedeki basamak sayısını, X_j ; j. maddede başarıyla tamamlanan basamak sayısını belirttiği durumda, i. bireyin, j. maddeden X puan alma olasılığı;

$$P (X=X_{ijx}) = \frac{\exp \sum_{k=0}^x (\theta_i - \beta_{jk})}{\sum_{k=0}^{m_j} \exp \sum_{t=0}^k (\theta_i - \beta_{jt})}, \quad x=0,1,\dots,m_j \quad \text{şeklinde}$$

formüle edilmiştir.

2.2.2. Rasch Modellerine Ait Uyum İstatistikleri ve Bilgi Fonksiyonları

Rasch modelinde model seçimine dayalı olarak, sağlanması gereken ilkeler vardır. Tüm bu ilkelerin test edilmesi ile Rasch analizinin sonuçları rapor edilebilmektedir. Bu protokoller;

- Maddelerin eşik değerlerinin durumunun belirlenmesi (Sıralı sonuçlu model veya kısmi kredi modeli için uygulanmaktadır).
- Ölçme aracındaki maddelerin modele uygunluk testlerinin araştırılması
- Maddelerin değişmezlik özelliğinin (yerel bağımsızlık) incelenmesi
- Tek boyutluluğun incelenmesi
- Değişen madde fonksiyonunun incelenmesi'dir.

Bu prosedürlerde kullanılan Rasch model değerlendirmelerine ait uyum istatistikleri ve tanımları maddeler halinde özetlenmektedir.

2.2.2.1. Madde-Yanıt Eşik Sıralaması:

Rasch analizinde, altta yatan yapının metrik tahminleri ile maddelere verilen cevapların uygunluğu, bir maddede ardışık iki cevap kategorisinin eşik değerlerinin sıralanıp sıralanmadığı ile belirlenir. Eşik değerleri bozursa, bu durum bireylerin cevap kategorileri arasında ayırım yapmakta zorluk çektiğini göstermektedir (Tennant ve Pallant, 2007). Ancak çalışmada Dichotomus Rasch Model kullanıldığından bir tane eşik vardır. Dolayısıyla madde-yanıt eşik sıralaması varsayımı bu çalışmada aranmamıştır.

2.2.2.2. Ölçek Model Uyumu, Ayrımsama (Seperation) ve Güvenilirlik:

Model uygun istatistik kullanılarak incelenen temel faktör, ölçeğin Rasch modeline uygunluğudur. Burada, madde-özellik etkileşimi istatistiği hesaplanmaktadır (Riazi, Aspden ve Jones, 2014). Bu amaçla, maddeye uygun artık değerler göz önünde bulundurulur (Infit ve Outfit) ve ortalama ve standart sapma değerlerinin yaklaşık olarak 0 ve 1'e getirilmesi önerilir. Rasch, herhangi bir veri setinin, modelin gereksinimlerini ne kadar iyi karşıladığını belirlemek için ki-kare uyum istatistiklerinin kullanılmasını önermektedir (Rasch, 1980). Rasch analiz programları genellikle uygunluk istatistiklerini iki ki-kare oranı olarak rapor eder ve

bunlara; Infit MNSQ (Uygunluk içi) ve Outfit MNSQ (Uygunluk dışı) ortalama kare istatistikleri isimlendirmektedir (Linacre ve Wright, 1994). Matematiksel olarak istatistiksel bilgileri (model varyansı) ile ağırlıklandırılan her bir gözlem ile ki-kare istatistiğine dayanmaktadır. Bu değerler, cevaplayıcıların hedeflenen maddeler üzerinde beklenmeyen gözlem kalıplarına karşı daha hassastır (Bond ve Fox, 2015). Infit, kişinin yetenek seviyesinin yakınında zorluk seviyesine sahip olan maddeler için gözlemlenen ve beklenen cevap arasındaki farkı belirtir. Outfit ise madde zorluğunun, kişinin yeteneğinden ne kadar uzakta olduğuna bakılmaksızın, tüm maddeler için farklılıkları belirtir. Bu nedenle Infit, kişinin yetenek seviyesine yakın olan maddelere verilen tepkilere daha fazla ağırlık vermesi nedeniyle, ağırlıklı bir uyum istatistiğidir (Boone, Staver ve Yale, 2013). Outfit ise aşırı hassas uyum anlamına gelir. Geleneksel ki kare istatistiğine dayanmaktadır. Bu, cevaplayıcılar için nispeten kolay olan veya onlar için çok zor olan maddeler ile ilgili beklenmeyen gözlemlerdir (Linacre, 2007). Infit ve Outfit MNSQ değerlerinin, maddelerin yapılarının ölçülmesinde uygun olmasını sağlamak için 0,60 ila 1,40 arasında olması beklenmektedir (Bond ve Fox, 2015). Infit veya Outfit MNSQ değeri 1.40 logit'ten daha fazla ise, zor bir madde olduğu anlamına gelir. Diğer taraftan da Infit veya Outfit MNSQ değeri 0,60 logit'ten küçükse, maddenin cevaplayıcılar tarafından kolayca tahmin edilebildiğini gösterir (Linacre, 2007).

Model uyum istatistiklerinde elde edilen verilerden diğerleri de ölçeğin çalışmasını incelemek için kullanılan Rasch analiz endeksleridir. Bu endeksler, kişi güvenilirliği endeksi, madde güvenilirliği endeksi, madde ayırma endeksi ve kişi ayırma endeksidir. Bu endeksler, araştırmacıların kişi ve madde sıralaması arasındaki dengesinin incelenmesini sağlar. Bu endeksler, bir KR-20 veya Cronbach alfa hesaplamasının, gerçek puan modeli üzerindeki gelişimini temsil eder. (Smith, Linacre ve Smith, 2003). Rasch kişi güvenilirliği ve Rasch madde güvenilirliği değerleri 0 ile 1 arasındadır ve bir Cronbach alfa değeri gibi yorumlanabilir (Boone ve Moltemeyer, 2017).

Rasch analizi aynı zamanda kişi ayırma endekslerini ve madde ayırma endekslerini de sağlar. Kişi Ayırma Endeksi (PSI), bir dizi maddenin ölçülen kişileri ne kadar iyi ayırdığını ya da gözlemlenen güvenilirlik katsayısı varyansının gerçek varyansa oranının ölçülmesi ile, soruların tutarlılığı ve ölçeğin ne incelendiğini

öngördüğü derecesini yansıtmaktadır (Zehirlioglu ve Mert, 2019). Madde ayırma endeksi ise bir örneklemin maddeleri ne kadar iyi ayırabildiğini ortaya koymaktadır (Wright ve Stone, 1999). Ayırma endeksi değerleri 0 ila sonsuz arasında değişebilir. Endeks arttıkça daha iyi ayırıcılık olduğunu gösterir. Ayrıca, t testi ile iki artık için hesaplanan p değerinin 0.05'ten düşük olması beklenmektedir. Çalışmada, ölçekteki maddelerin ve örnekleme yer alan kişilerin modele uygun olduğuna da bakılmış ve istatistiksel değerleri verilmiştir. Log olabilirlik olasılığında ki-kare değerleri göz önüne alınmıştır.

2.2.2.3. Madde Zorluğu ve Kişi Yeteneği:

Derecelendirme ölçeğinin Rasch analizinde zorluk, bir maddeyle ilgili olmak için gereken yetenek veya özellik miktarını belirtir. Rasch derecelendirme ölçeği modeli, standartlaştırılmış madde zorluklarını ortalama 0 ve 1 logaritmik tek bir birimden oluşan SD ile (yani, logit) bildirebilir. Daha yüksek bir logit daha zor bir maddeyi temsil eder. Ayrıca, madde zorluğu negatifse, maddenin zor olduğunu ve madde zorluğu pozitif ise maddenin kolay olduğunu gösterir (Chang, Wang, Tang, Cheng ve Lin, 2014).

2.2.2.4. Tek Boyutluluk ve Yerel Bağımsızlık:

Rasch modelinin ana varsayımı, her alan için tek boyutluluk olması gerektiğidir (Chang ve diğerleri, 2014). Bu, testteki bir maddeye verilen cevabın, birbirinden bağımsız olması gerektiği anlamına gelir. Bir başka deyişle, bir seferde, tek bir özellik veya boyuta odaklanmaya tek boyutluluk denilebilir. Örneğin, bir madde dil anlama konusunu hedeflemiş olabilir. Başka bir madde, öğrencilerin karmaşık bir geometrik çizimi yorumlama becerisine odaklanabilir. Ancak bir madde, uygun olmayan dil ve anlatımı nedeniyle, sorunun veya seçeneklerin anlaşılmasını zorlaştırırsa, maddeye doğru yanıt verebilmek için öğrencilerin farklı yetkinliklerinin de gelişmiş olması gerekir. Bir matematik maddesinin, “alan bilgisi” konusunun anlaşılmasına dayalı olarak; basit hatırlama, tahmin etme, dikkat, hesap makinesinin kullanımına vb. dayanan diğer hedeflerle birlikte sorulduğu durumda, öğrencinin alan problemlerini çözme yeteneğinin tahmini, öğretmenler tarafından hedeflenmeyen diğer niteliklerin etkisi nedeniyle bozulacaktır. Sonuçta elde edilen puan, sadece “alan bilgisi” hedefini ölçmemektedir. Çünkü diğer yetkinliklerle

birlikte doğru sonuca varmak mümkün olabilmektedir. Bu örnekten yola çıkarak, tek boyutluluk kavramının, kişilerin ve maddelerin ideal tek boyutlu çizgi kavramına ne derece uyduğunun göstergelerini içermesi gerekir. Bu varsayım elde edilemezse, bu testin tek boyutluluğunu etkiler ve önyargılı parametre tahminlerine neden olabilir. Tek boyutluluğun kurulması da yerel bağımlılık olmadığını gösterir. Yerel bağımlılığın varlığı, bir maddeye verilen cevabın başka bir maddeye verilen cevaba bağlı olduğunu gösterir. Dolayısıyla yerel bağımsızlık reddedilmelidir. Yerel bağımsızlık varsayımının karşılanması için madde artıkları arasında gözlenen korelasyon değerinin $SRC < 0,30$ olması gereklidir (Riazi, Aspden ve Jones, 2014).

2.2.2.5. Değişen Madde Fonksiyonu (Yanlılık) (DIF):

Değişen Madde Fonksiyonu, benzer öz yeterlilik seviyelerine sahip farklı gruplardaki (örneğin cinsiyet, sosyo-ekonomik seviye vb.) bireyler tarafından, bir maddeye doğru cevap verilmesi ihtimalindeki farklılaşma olarak ifade edilebilmektedir. Temel olarak, ölçülen gruba bakılmaksızın, ölçek tüm cevaplayıcılarda aynı şekilde çalışmalıdır (Tennant, McKenna ve Hagell, 2004). Bu nedenle, aynı yetenek düzeyindeki cevaplayıcılar için, bir görevi yerine getirme ya da bir öğeyi onaylama olasılığı olarak bakıldığında, gruplar arasında farklılık olmamalıdır. Yanlılık (DIF), örneklem içindeki farklı gruplarda (örneğin, genç ve yaşlı kişiler), ölçülen temel özelliklerin eşit seviyede olmasına rağmen, tek bir maddeye farklı şekilde tepki verdiklerinde oluşur. Bu durum, genç ve yaşlı kişiler arasında farklı bir skoru önlemez fakat aynı düzeyde -örneğin, "ağrı" söz konusu olduğunda-, herhangi bir maddede beklenen puanın, yaşına bakılmaksızın aynı olması gerektiğini belirtir (Tennant ve Conaghan, 2007). Rasch analizinde DIF Kontrastının -0,50 ile 0,50 logit değerleri arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olması ve Mantel Hanzel ki-kare değerinin $p \geq 0,01$ olması önerilir (Linacre, 2007). DIF kontrast değeri negatifse, maddenin katılımcılar için yanıt vermesinin kolay olduğunu belirtir ve bu onlar için bir avantaj olacaktır (Lin ve Pakpour, 2017).

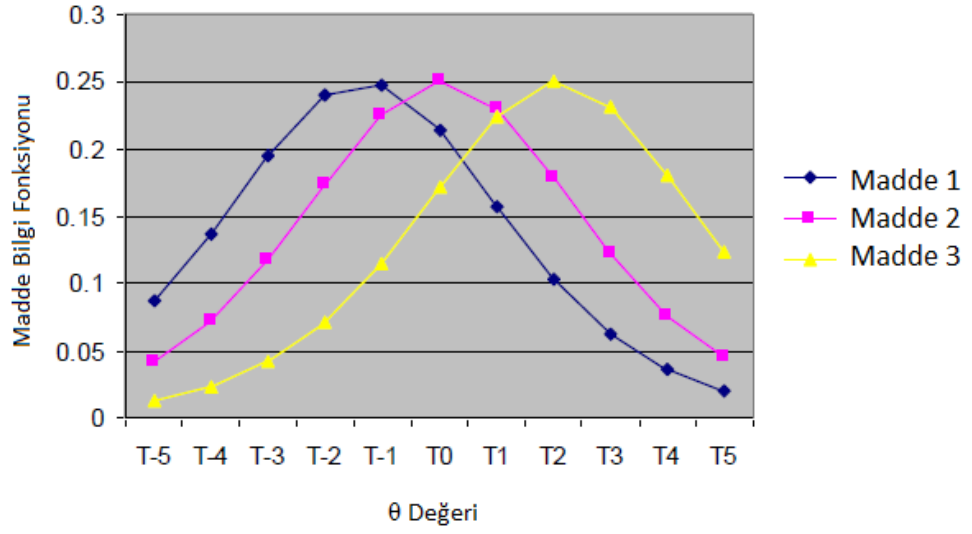
2.2.2.6. Rasch Analizinde Elde Edilen Madde Karakteristik Eğrisi, Madde Bilgi Fonksiyonu ve Test Bilgi Fonksiyonu

Rasch analizinin çıktılarından biri de madde karakteristik eğrisidir. Madde karakteristik eğrisinde θ 'nın ortalaması 0 olduğunda, doğru cevabı elde etme olasılığı

0.5'tir. θ değeri 5 olduğunda, olasılık 1 olurken; θ değeri -5 olduğunda ise olasılık 0'dır. Ancak, Rasch'ta son iki durumda bir karmaşıklık olduğu ifade edilmektedir. Bunu örnekle ifade etmek gerekirse; on cevaplayıcının, sınavın her zaman bir maddeye doğru cevap verdiği düşünülduğünde, bu alan bilgisi ile ilgili olarak hangi adayın diğerlerinden daha yetkin olduğunu söylemek mümkün değildir. Bunun tam tersi olarak, on cevaplayıcı, her zaman bir maddede yanlış yanıt verdiği durumda, konuyla ilgili olarak hangi öğrencilerin daha kötü olduğunu da söylemek kolay değildir. Başka bir deyişle, iki uç kutuptaki cevaplayıcılarda, madde parametresiyle ilgili neredeyse hiçbir bilgiye sahip olunamamaktadır. Bununla birlikte θ değeri de, merkezden iki uca doğru uzaklaştığında daha az bilgi vermektedir. Kısacası, eğer bir öğrenci testteki tüm maddeleri doğru cevaplarsa, θ tahmin edilememektedir. Buna karşılık, bir madde tüm adaylar tarafından doğru yanıtlanırsa, zorluk parametresi de tahmin edilememektedir. Aynı sorun, tüm öğrencilerin bir maddeye yanlış yanıt verdiğinde de veya aynı maddeyi geçmesi durumunda ortaya çıkmaktadır. Bu durumda, hiçbir madde parametresi hesaplanamaz (Yu, 2017). Madde karakteristik eğrilerinin, ne kadar bilgi verebileceğini hesaplamanın matematiksel bir yolu vardır. Bu yöntem "madde bilgi fonksiyonu" denir. Bilginin anlamı, R. A. Fisher'ın "*bilginin, bir parametrenin tahmin edildiği hassasiyetin karşılığı*" olarak tanımlaması şeklinde açıklanabilir. Eğer bir kişi, bir parametreyi kesin olarak tahmin edebiliyorsa, parametrenin değeri hakkında daha az hassasiyetle tahmin edilenden daha fazla bir şey biliyor demektir. Kesinlik, tahminlerin parametre değeri etrafındaki değişkenliğinin bir fonksiyonudur. Başka bir deyişle, varyansın karşılığıdır. Bu da

Bilgi = $1 / (\text{varyans})$ şeklinde ifade edilir (Yu, 2017)

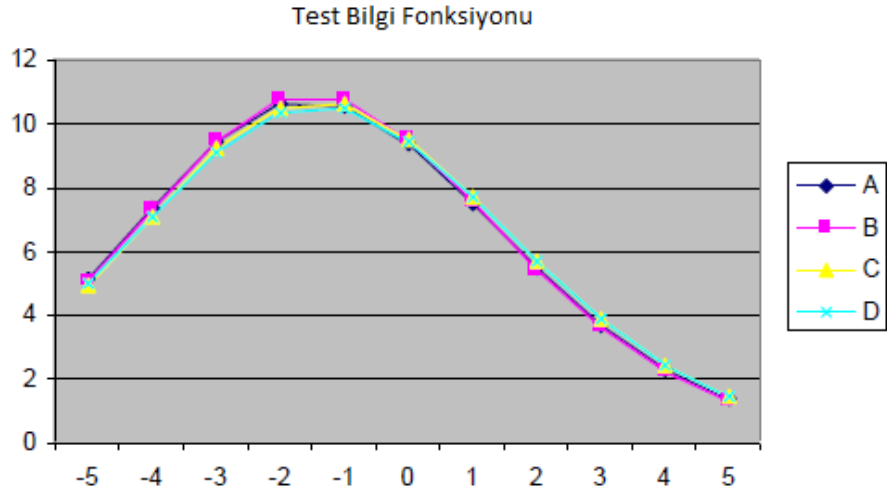
Örneğin iki sonuçlu (dichotom) puanlama durumunda varyans, $p(1-p)$ iken, p = parametre değeridir. Madde parametre değerlerine dayanarak, Şekil 10'da gösterilen maddeler için madde bilgi fonksiyonları hesaplanabilmektedir.



Şekil 10. Madde Bilgi Fonksiyonları

Şekil 10’da belirli bir testin sadece üç maddesinin madde bilgi fonksiyonları gösterilmektedir. Açıkçası, bu madde bilgi fonksiyonları birbirlerinden farklıdır. Madde 1’de (mavi çizgi), “tepe” bilgisi, θ seviyesi -1 olduğunda bulunabilir. θ , -5 olduğunda, hala bir miktar bilgi vardır (0.08). Fakat θ , +5 olduğunda neredeyse hiçbir bilgi yoktur. 2. maddede (pembe çizgi), çoğu bilgi θ sıfırda ortalananırken, en düşük θ değerindeki bilgi miktarı en yüksek θ değerindekiyle aynıdır. Madde 3 (sarı çizgi) 1 maddesinin tam tersidir. Kişi daha yüksek θ ’nın yanında daha fazla bilgiye sahip olabilir, ancak θ alt uca yaklaştığında bilgiler önemli ölçüde düşmektedir.

Test Bilgi Fonksiyonu ise testteki tüm madde bilgi fonksiyonlarının toplamıdır. Madde bilgi fonksiyonu, belirli bir madde parametresinin bilgisini ve hassasiyetini söyleyebilse de, test bilgi fonksiyonu, sınav düzeyinde de aynı şeyi söyleyebilmektedir. Aynı sınav için birden fazla alternatif form olduğunda, alternatif formları dengelemek için test bilgi fonksiyonu kullanılabilir. Amaç, tüm alternatif formların, Şekil 11’de gösterildiği gibi, tüm θ seviyeleri arasında aynı test bilgi fonksiyonu değerlerini taşımasını sağlamaktır.



Şekil 11. Test Bilgi Fonksiyonlarını Kullanarak Dengelenmiş Form

2.3. Konuyla İlgili Yapılan Çalışmalar

Yurt içinde yapılan çalışmalar;

Yüksel (2012), “Ölçeklerde Saptanan Madde İşlev Farklılığının Karma Rasch Modelleri ile İncelenmesi” adlı çalışmasında, madde işlev farklılığı (MİF) gösteren maddeler içeren veri setlerinde, Karma Rasch modelinin (KRM) MİF’e neden olan grubu belirlemedeki ve kişi parametre kestirimleri üzerindeki başarısını değerlendirmeyi amaçlamıştır. Bu çalışmada altın standart olarak MİF gösteren maddeler ve kişi parametrelerini tanımlanmış, yapılan benzetim çalışmasında altın standart değerler kullanılarak, farklı yüzde ve büyüklüklerde MİF gösteren maddeler içeren veri setleri türetmiştir. Türetilen bu veri setleri sayesinde, maddelere verilen yanıtlar açısından bireyler arasında farklılık yaratıldığı için, veri setlerinin heterojen olduğunu söylemiştir. Türetilen veri setlerinde kısmi kredi modelinin (KKM) doğru saptadığı MİF gösteren madde yüzdelerini değerlendirerek, KRM ile gizli sınıf sayıları saptamıştır. Ayrıca her iki modelden elde edilen kişi parametre kestirimleri, altın standart değerler ile karşılaştırmıştır. Sonuç olarak, heterojen veri setlerinde KRM ile elde edilen kişi parametre kestirimlerinin altın standart değerlere oldukça yakın olduğu ve KKM’ye göre daha iyi kestirimler elde edildiğini söylemiştir.

Literatürde iki sonuçlu maddeler içeren ve küçük örnekleme sahip veri setlerinde KRM'nin etkin sonuç vermediğini, bu çalışma ile çok sonuçlu maddeler içeren ve küçük örnekleme sahip veri setlerinde KRM'nin MİF'e neden olan etkeni tanımlamada başarılı olamadığını da ispatlamıştır.

Dadaş (2018), “Sırasız Eşik Değerlerinin Birleştirilmesinde Farklı Stratejilerin Rasch Modeline Uyum Üzerindeki Etkisi” adlı çalışmada, sağlık alanında Romatoid Artritli hastaların ‘kendine bakım- hareket – ev işleri’ alanlarında özürülük düzeylerinin değerlendirildiği bir ölçme aracından yararlanmıştır. Bu ölçme aracında yer alan maddelerden, sırasız eşik değerine sahip maddelerdeki kategorilerin birleştirilmesinde kullanılan dört farklı stratejinin, Rasch modeline uyum üzerindeki etkisini incelemiştir. Bu stratejiler sırasız eşik değerli olan kategorilerin birleştirilmesi ile elde edilmiştir. Kategorilerin birleştirilmesinden sonra elde edilen ölçme aracında bilgi kaybının gerçekleştiğini ve bireylerin θ değerlerine ait standart hataların yükseldiğini gözlemiştir. Fakat birleştirme stratejileri sonrasında ölçme araçlarının değişmezlik özelliğinin sağlandığı, model uyumunun ve iç tutarlılığının arttığını söylemiştir.

Elhan ve Atakurt (2005), “Ölçeklerin Değerlendirilmesinde Niçin Rasch Analizi Kullanılmalıdır” adlı çalışmalarında, Rasch analizinin herhangi bir kişinin herhangi bir maddedeki bir kategoriye seçme olasılığının kişi yetenek düzeyi ile madde zorluk düzeyi arasındaki farkın bir lojistik fonksiyonu olduğunu varsaydığını belirtmiştir. Sağlık alanında kullanılan anket ve ölçeklerin birçoğunun sıralı ölçeğe sahip olması nedeni ile, maddelere verilen doğru cevapların toplanması ile elde edilen ham puanların kullanılarak ölçek değerlendirilmeye çalışıldığında, birtakım sorunlarla karşılaşıldığını belirtmişlerdir. Rasch analizinin bu sorunların üstesinden gelen bir yöntem olduğunu açıklamışlardır.

Elhan (2002), “Rasch Analizinin İncelenmesi ve Fiziksel Tıp ve Rehabilitasyon Alanında Bir Uygulaması” adlı çalışmada, sağlık değerlendirim ölçeklerinin değerlendirilmesinde kullanılan modern yaklaşımlardan biri olan Rasch analizini incelemiştir. Rasch analizi, herhangi bir kişinin herhangi bir maddedeki bir

kategoriyi seçme olasılığının kişi yetenek düzeyi ile madde zorluk düzeyi arasındaki farkın bir lojistik fonksiyonu olduğunu varsayar. Rasch analizini bir uygulama üzerinde göstermek amacıyla Ankara Üniversitesi Tıp Fakültesi Fiziksel Tıp ve Rehabilitasyon Anabilim Dalına başvurmuştur. Amerikan Romatizma Birliği (ARA, 1987) kriterlerine uyan 75 romatoid artritli hastaya Sağlık Değerlendirim Anketi (SDA) uygulamaları ile çalışmıştır. SDA'nın yapısal iç geçerliliği verilerin Rasch modeline uyumu, cinsiyet ve yaşa göre madde işleyiş farklılığının olup olmadığı incelenmiştir. Bununla birlikte yapısal dış geçerliliği, SDA ile ARA sınıflaması arasındaki ilişki katsayısı hesaplanarak; güvenilirliği Cronbach alfa ve sınıf içi korelasyon katsayısı ile gösterilmiştir. Verilerin Rasch modeline uyumunu inceleyerek, SDA'nın yapısal iç geçerliliğinin oldukça iyi olduğu görülmüştür. Madde ve hasta güvenilirlik katsayılarının mükemmel yakın olduğu bulunmuş (sırasıyla 0.94 ve 0.95) ve yapısal dış geçerlilik beklenen ilişkilerle doğrulanmıştır. Cinsiyet ve yaş için madde işleyiş farklılığının olmadığı belirtilmiştir. Özet olarak, SDA'nın Türkçe'ye adaptasyonu sonucunda, iyi derecede güvenilirlik ve yapısal geçerlilik gösterdiğini belirtmiş ve SDA'nın Türkiye'de kullanımı için yeterli olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Kaskatı (2011), “Rasch Modelleri Kullanarak Romatoid Artrit Hastaları Özürülük Değerlendirmesi için Bilgisayar Uyarlamalı Test Yönteminin Geliştirilmesi” adlı çalışmada toplumda sık görülen ve özürülüğe yol açan kas-iskelet sistemi hastalıklarından biri olan Romatoid Artrit’de (RA), Bilgisayar Uyarlamalı Test (BUT) yöntemiyle hastaların özürülük düzeylerini belirlemeye çalışmıştır. Bu amaca yönelik olarak öncelikle Dünya Sağlık Örgütü’nün “Uluslararası İşlevsellik, Özürülük ve Sağlık” (International Classification of Functioning, Disability and Health-ICF) modeli temel alınarak, RA’da özürülük değerlendirimi için bir soru bankası oluşturulmuştur. Bu soru bankası, madde yanıt teorisini temel alan Rasch analizi ile RA’da kullanılan çeşitli fonksiyonel değerlendirme ölçeklerinde yer alan maddelerden oluşturulmuştur. İkinci aşamada da bu soru bankası kullanılarak çalışma kapsamında geliştirilecek yazılımla sağlık alanında yeni bir uygulama olan BUT yöntemiyle hastaların özürülük düzeyi belirlenmiştir. Bu yolla, romatoid artritli hastaların özürülük durumlarının

belirlenmesinde; yeni, standart, etkin, kolay ve özgün bir değerlendirme aracı geliştirilmiş olacağını söylemiştir. Hastalık sonuçlarının ortaya konmasının, hastalığa yönelik uygun tedavi yaklaşımlarının belirlenmesini, özür lülüğün önlenmesini ve hastalığın toplumdaki sosyoekonomik yükünün azaltılmasını hedefleyen sağlık politikalarının belirlenmesine yol göstermesinin amaçlandığı belirtilmiştir.

Yurt dışında yapılan çalışmalar;

Tennant ve Pallant (2007), “Rasch ölçüm modeline giriş: Hastane Anksiyete ve Depresyon Ölçeğini (HADS) kullanan bir örnek” adlı çalışmasında, Psikolojik stresin bir ölçüsü olarak Hastane Anksiyete ve Depresyon Ölçeği (HADS) toplam puanlarının (HADS-14) kullanılmasının uygunluğunu değerlendirerek, Rasch analizinin kullanımını göstermeyi amaçlamışlardır. HADS, hasta dışı kas iskelet sistemi rehabilitasyon programına katılan 296 hastaya uygulanmış ve Rasch analizi ile modelin genel uyumu, kullanılan tepki ölçeği, bireysel madde uyumu, diferansiyel madde işlevi (DIF) ve kişi ayrımı değerlendirilmiştir. Sonuç olarak Rasch analizinin sonuçlarının, HADS-14'ün psikolojik stresin global bir ölçüsü olarak kullanılmasını desteklediği belirtilmiştir. Çalışma bir ölçeğin psikometrik özelliklerinin değerlendirilmesinde Rasch analizinin faydasını göstermiş olup, HADS-14'ün diğer klinik grupları değerlendirmek amacıyla bu tekniğin kullanılmasını desteklemiştir.

Duncan, Bode, Lai ve Perera (2003) “İnmeye özgü yeni bir sonuç ölçeğinin Rasch analizi: İnme Etki Ölçeği” isimli çalışmalarında, yeni bir inme sonuç ölçeğinin birden fazla psikometrik özelliğini değerlendirmek amacıyla, Rasch analizini kullanmışlardır. İnme Etki Ölçeği (SIS) ve SIS'yi oluşturan 8 alandan uygun olmayan maddeleri tanımlayıp kaldırmayı amaçlamışlardır. Bu araştırma, Amerika Birleşik Devletleri ve Kanada'da, 132 merkezde, çok merkezli, randomize bir şekilde yapılmıştır. Akut inmeden bağımsız inme geçiren toplam 696 kişinin örneklem olarak seçildiği 3 yıllık bir çalışmadır. Sonuç olarak Rasch analizi ile, SIS'in geçerliliğini daha da sağlamıştır. Tanımlanan alanlar tek boyutlu bulunmuş, maddeler mükemmel bir zorluk yelpazesine sahip çıkmıştır. Ve her tanımlanan alan, hastaları farklı katmanlara ayırmaktadır. Günlük yaşam aktivitelerinin, hareketliliğinin,

kuvvetin, bileşik fiziksel ve katılım alanlarının en güçlü psikometrik özelliklere sahip olduğu bulunmuştur. Kompozit fiziksel alan, felçten sonra bireylerde fonksiyon zorluğunu en fazla ayırt edebildiği ve iletişim, hafıza ve duygu alanı maddelerinin ise, daha fazla hasta grubundaki fonksiyonlarda sadece sınırlamaları yakalayabildiği sonucuna varılmıştır.

Bardaglio ve arkadaşları (2012) “Normal Gelişen Çocuklarda Koordinasyon Motor Becerilerinin Ölçülmesinde Ölçek Geliştirilmesi ve Rasch Kalibrasyonu” isimli çalışmalarında, tipik olarak gelişmekte olan çocuklarda koordine motor becerilerini ölçmeye yönelik, sistematik gözlemlere dayanan bir cihaz önermeyi ve kalibre etmeyi amaçlamışlardır. Koordinatif Motor Becerileri Ölçeği (CMSS) olarak adlandırılan araç, kuzeybatı İtalya'daki ilkokullardan, 96 üçüncü sınıf çocuğuna (%50 kadın, ortalama yaş = 8.4, SD = 0.4) uygulanmıştır. Veriler temel model olan Dichotomus Rasch modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Rasch analizi ile, koordineli motor becerilerin ölçüsünün tek boyutlu olduğunu ve cihazın katılımcıların yetenek seviyesine doğru bir şekilde hedeflendiğini gösterdiği belirtilmiştir. Bu çalışma ile, CMSS'nin normal gelişim gösteren çocuklarda koordine motor becerilerini değerlendirmek için uygun olduğu sonucuna varılmıştır.

Tennant, McKenna ve Hagell (2007), “Yaşam Kalitesi Ölçeklerinin Geliştirilmesinde ve Uygulanmasında Rasch Analizinin Uygulanması” isimli çalışmalarında, geleneksel psikometrik göstergelerin dikkate alınmasından önce bir ölçme aracının temel ölçeklendirme özelliklerinin değerlendirilmesinin önemini vurgulamamışlar ve bu amaçla Rasch analizini kullanmışlardır. Çalışmada Rasch analizini tanıtmakta ve tek boyutlu ölçüm sağlamak için ihtiyaç temelli önlemlerin geliştirilmesinde nasıl uygulandığını göstermekte olduğunu belirtmişlerdir. Rasch analizi, temel ölçüm varsayımlarının test edilmesini, verilerin modele uygun olduğu durumlarda aritmetik işlemlerin gerçekleştirilebilmesini sağlayan bir yöntem sunduğunu ve özellikle de madde azaltımının yönlendirilmesinde özel bir değeri olduğunu belirtmişlerdir. Ölçeklerin aynı ölçme modeline dayanmasını ve Rasch modeline uygun olmalarını sağlanmasının, yaşam kalitesi puanlarının hastalıklar ile

eşgüdümlü ve madde bankacılığı ile karşılaştırılması mümkün olabileceği sonucuna varmışlardır.

Repo ve diğerleri (2018), “Ayak ve ayak bileği hastaları için Alt Ekstremitte Fonksiyonel Ölçeğinin Rasch analizi” isimli çalışma yapmışlardır. Çalışmada yaygın olarak kullanılan, beş yanıt kategorisine sahip, 20 maddelik, hasta tarafından rapor edilen bir sonuç aracı olan Alt Ekstremitte Fonksiyonel Ölçeğinin (LEFS), Fin versiyonunun ölçüm özelliklerini, hastalar için neyin uygun olduğunu araştırarak, daha doğru ölçmek üzere ölçeği iyileştirmeyi amaçlamışlardır. Ayak ve ayak bileği cerrahisi geçirmiş olan 182 hastadan veriler toplanmıştır. Rasch ölçüm modeli ile, Cronbach alfa ile madde uyumu, yanıt kategorisi eşikleri, hedefleme, kişi ayırma endeksi ve iç tutarlılık analizleri için kullanılmıştır. Sonuç olarak Finlandiya LEFS'i, Rasch modeline daha iyi uyması için revize edilerek, ayak ve ayak bileği hastaları için, 15 maddelik ve dört yanıt kategorisine sahip yeni LEFS ölçme aracı geliştirilmiştir. Ölçeğin psikometrik olarak geçerli, anlamlı ve uygulanabilir bir araç olduğu sonucuna varılmıştır.

Aybay ve arkadaşları (2007) American Journal of Physical Medicine ve Rehabilitation dergisinde yayımlanan, “WeeFIM Ölçeği ile Engelsiz Türk Çocuklarının ADL Değerlendirmesi” isimli çalışmalarında WeeFIM ölçeğinin Türk çocuk nüfusu için güvenilirliğini ve iç yapı geçerliğini değerlendirmeyi amaçlamışlardır. Çalışmada, WeeFIM ölçeğinin Türkçe tercümesinin güvenilirlik ve geçerlik çalışmaları için 573 engelsiz Türk çocuk çalışmaya dahil edilmiştir. Ölçeğin güvenilirliği, Cronbach alfa ile değerlendirilmiştir. Ölçeğin iç yapı geçerliği, hem Rasch tek boyutlu ölçüm modeli kullanılarak hem de yaş ve cinsiyet için diferansiyel madde fonksiyonu testi ile değerlendirilmiştir. Sonuç olarak WeeFIM ölçeğinin Türkçe tercümesinin iç yapı geçerliği, Rasch ölçüm modeline mükemmel şekilde uyumu ile doğrulanmıştır. Maddeler için standartlaştırılmış artık korelasyonun temel bileşen analizinden iki alt ölçek bulunmuştur. Maddeler arasında; “bağırsak yönetimi”, “mesane yönetimi”, “yemek yeme” ve “anlama” maddeleri önemli düzeyde uyumsuzluk göstermiştir. Araştırmacılar WeeFIM ölçeğinin Türkçe tercümesinin, Türk çocuk nüfusu için geçerli, güvenilir ve pratik bulmuşlardır ancak

ölçme aracının kültürlerarası geçerliğini belirlemek için ileri çalışmaların gerekli olduğunu savunmuşlardır.

Pallant ve arkadaşları (2006), “Edinburgh Doğum Sonrası Depresyon Ölçeğinin Rasch analizi ile değerlendirilmesi” isimli çalışmalarında, Edinburgh Doğum Sonrası Depresyon Ölçeğinden (EPDS) elde edilen verileri, Rasch ölçüm modeline yerleştirmişlerdir. Uygun kategori sıralaması için, Diferansiyel Madde İşlevselliği (DIF) analizi yoluyla madde yanlılığı ve yerel bağımsızlık varsayımı testleri yoluyla tek boyutluluk açısından test edilmiştir. Bu çalışmanın sonuçlarında, EPDS'nin orijinal 10 maddelik olan ölçeğinin, tek boyutlu depresyon ölçümü için uygun bir ölçek olmadığını göstermiştir. Rasch analizi ile, gözden geçirilmiş sekiz maddelik bir versiyonun (EPDS-8), psikometrik olarak daha sağlam bir ölçek olacağını göstermişlerdir.

Tennant ve Conaghan (2007), “Romatolojide Rasch Ölçüm Modeli: Nedir ve Neden Kullanmalı? Ne Zaman Uygulanmalı ve Rasch Makalesinde Nelere Bakılmalıdır?” isimli çalışmalarında, Rasch modelin eğitimde son 40 yıldır yaygın olarak kullanılmasına rağmen, son 10 yılda sağlık bilimlerinde çok çeşitli Rasch analizi uygulamaları yayımlandığını belirtmişlerdir. Bunların, “Sağlık Değerlendirme Anketi” gibi yaygın olarak kullanılan hasta tarafından yanıtlanan çalışmalardan, Larsen radyografik puanlama gibi gözlemci tarafından değerlendirilen puanlama sistemlerine kadar revize edilmesi ve madde bankacılığı kavramının tanıtılmasına kadar uzanmakta olduğunu savunmuşlardır. Bu çalışma ile Rasch analizinin kullanımını hakkında bir güncelleme sunmayı amaçlamışlar ve Rasch modelin ne olduğunu, neden kullanılması gerektiğini, ne zaman uygulayacağını ve mevcut son teknoloji analizinin neleri içermesi gerektiği belirtmişlerdir. Dolayısıyla, Rasch analizini kullanan bir makalede ne beklenmesi gerektiği konusunda rehberlik sağlamak istediklerini ifade etmişlerdir.

Chang, Wang, Tang, Cheng ve Lin (2014), “Metadon bakım tedavisi gören eroine bağımlı kişilerde WHOQOL-BREF'in Rasch analizini kullanarak psikometrik değerlendirilmesi: daha fazla madde doğrulama” isimli çalışmalarında, klinik karar

vermede yararlı bir sonuç ölçütü olan “Dünya Sağlık Örgütü Yaşam Kalitesi Değerlendirme Ölçeği”nin (WHOQOL-BREF) kısa versiyonunu, eroine bağımlı hastalar üzerinde kullanarak psikometrik özelliklerini incelemişlerdir. Amaçları, WHOQOL-BREF’in eroine bağımlı hastalar için psikometrik özelliklerini değerlendirmek için Rasch modellerini kullanmaktır. Hipotezleri ise her WHOQOL-BREF alanının tek boyutlu olduğu varsayımıydı. 236 katılımcı, opioid bağımlılığı tanısı ile bir metadon bakım tedavisi programından alınmıştır. Her katılımcı WHOQOL-BREF ölçeğini doldürmüştür. İstatistiksel analizlerde paralel analiz (PA) ve Rasch derecelendirme ölçeği modelleri kullanılmıştır. Sonuç olarak WHOQOL-BREF’in, madde bağımlıların genel yaşam kalitesini, fiziksel, psikolojik, sosyal ve çevresel faktörler açısından değerlendirmek için geçerli bir sonuç ölçütü olduğu belirtilmiştir. Ayrıca madde bağımlılarında tedavilerin etkisini değerlendirmek için, bir tedavi sonuç ölçütü olarak da kullanılabilceği sonucuna varmışlardır. Bununla birlikte, negatif/uyumsuz olarak ifade edilen üç uyumsuz maddenin dikkatli kullanılmasını önermişlerdir. Çünkü yanıtlayıcıların, maddeyi tam olarak anlayamayabileceklerini belirtmişlerdir. Gelecekteki araştırmalar için ise, madde bağımlıların bilişsel işleyişini ve olumsuz ifadeli öğelerin yorumlanmasını belirlemek için bilişsel görüşmeler yapabileceğini önermişlerdir.

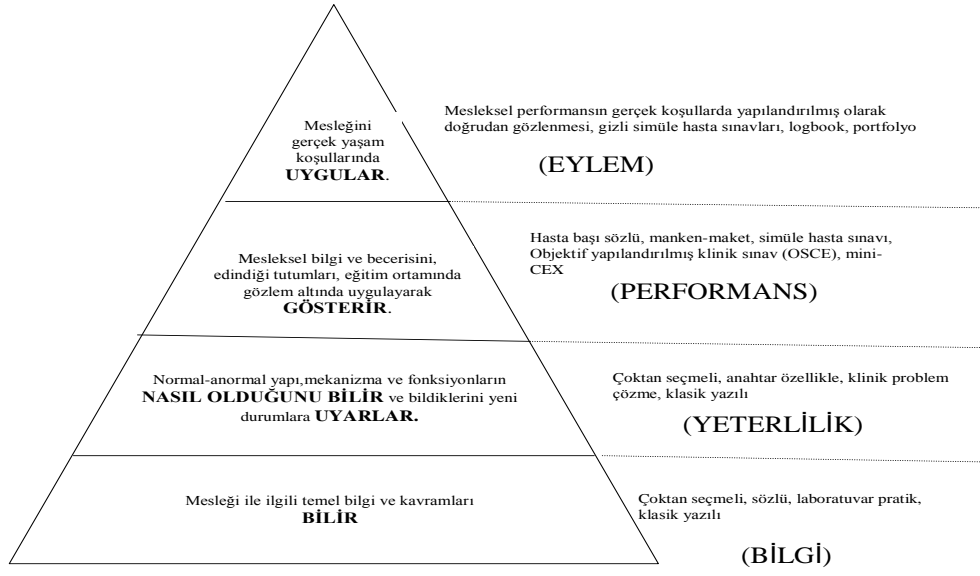
Maat ve Rosli (2016) “İstatistiksel Kaygı Değerlendirme Ölçeği için Rasch Model Analizi” isimli çalışmalarında, geçmiş yıllarda istatistiksel kaygı konusunda önemli araştırmalar yapıldığını ancak psikometrik analize odaklanılması konusunda hala eksiklikler olduğunu ve STRAS’ın istatistiksel olarak kanıtlarının olması gerektiğini belirtmişlerdir. Bu nedenle, bu çalışmanın amacı, Rasch modelini kullanarak “İstatistiksel Anksiyete Değerlendirme Ölçeği”nin (STARS) psikometrik analizini belirlemek olmuştur. Çalışmada, yüksek lisans öğrencilerinin istatistiksel kaygı yanıtlarına dayanmaktadır. STARS’ın psikometrik özellikleri Rasch model analizine dayanarak analiz edilmiştir. Sonuç olarak, STARS’ın öğrenciler arasındaki kaygı düzeyini belirlemede kullanmanın kabul edilebilir olduğuna ve öğrencinin endişesini bilmenin eğitimciler için faydalı olduğuna dair kanıtlar sunmuşlardır. Maddelerdeki sözcüklerin değiştirilmesinin ve maddelerin yeniden

yapılandırılmasının, bu ölçeğin verimliliğini artırmaya yardımcı olabileceğini savunmuşlardır.

BÖLÜM III

YÖNTEM

Tıpta mesleksel yetkinlikler Epstein ve Hundert tarafından “*iletişim, bilgi, teknik beceriler, klinik akıl yürütme, duygular, değerlerin; alışkanlık halinde, sağduyulu olarak bireyler ve toplum yararına kullanılması*” olarak tarif edilirken “*mesleksel yetkinliğin; temel klinik beceriler, bilimsel bilgi ve ahlaki gelişim zemininde oluştuğu*” ifade edilmektedir (Epstein ve Hundert, 2002). Bu durum, öğrenenin bilmesi (ne olduğunu, nasıl olduğunu) ve bilgiyi kullanabilmesi (gözlem altında ve gerçek yaşamda) şeklinde özetlenebilir. Tıp eğitimi zorlu ve yüklü bir teorik bilgi yanında uygulamalı alanları da içermektedir. Bu uygulamalı alanların değerlendirilmesinde, öngörülen kazanımlara ne derecede ulaşıldığının belirlenmesinde performansa dayalı değerlendirme yöntemleri gibi alternatif değerlendirme yöntemleri kullanılmaktadır. Miller tarafından tanımlanan mesleksel yetkinlikler taksonomisi yetkinlik alanlarını sınavabilmeye yönelik yöntemleri tartışmaya açmıştır (Miller, 1990). Şekil 12’de gösterilen piramit (mesleksel yetkinlikler ve sınanması) bilgi ve deneyimin ilişkisini ve olası sınav yöntemlerini özetlemektedir.

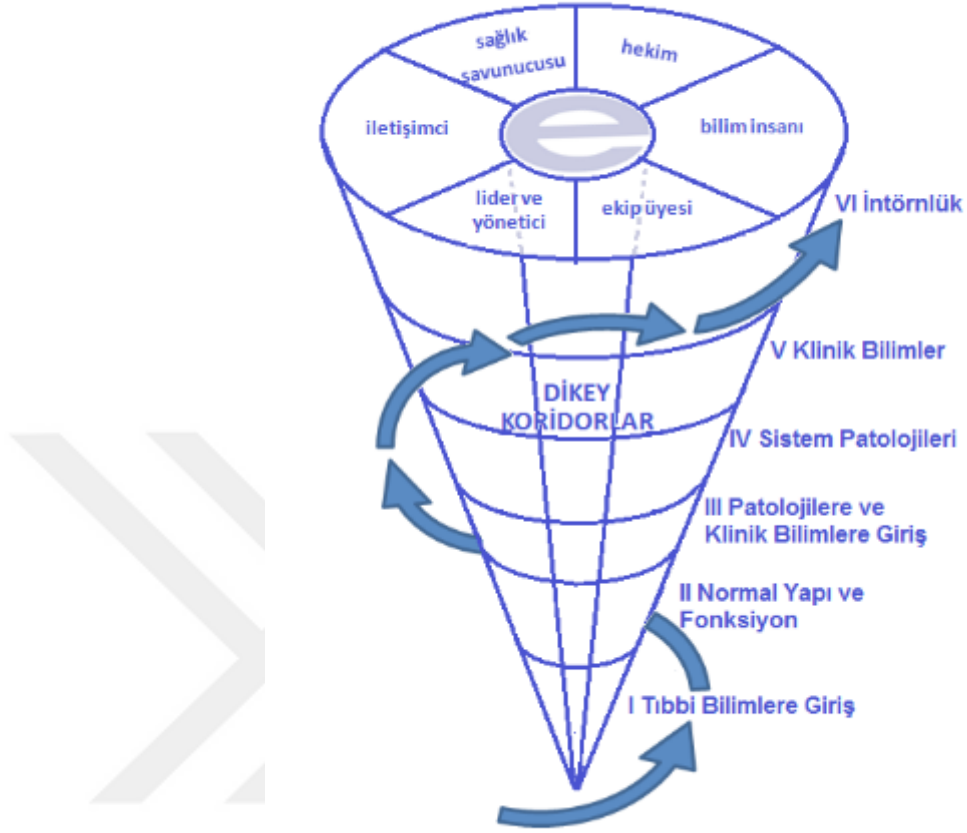


Şekil 12. Miller Piramidi

Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi'nin Mezuniyet Öncesi Tıp Eğitimi programı, toplumun öncelikli sağlık sorunları zemininde planlanmış ve toplum odaklı bir programdır. 2001'de Yüksek Öğrenim Kurumu (YÖK) tarafından fakülterlere önerilen Ulusal Çekirdek Eğitim Programı ile uyumludur. Programda Şekil 13'de belirtilen öğrencilere kazandırılması hedeflenen yeterlik ve yetkinlikleri (mezuniyet sırasındaki öğrenme sonuçlarına dayalı), eğitimin aşamalarının her birisinin kendi içinde ve aşamalar arasında ilişkili bir şekilde (zaman, öğrenme hiyerarşisi, tekrarlama, bilgi-beceri-tutum bütünlüğü v.b) sunulmaktadır (yatay ve dikey olarak entegre).

Programda öğrenciler, öğrenme konularını klinik öncesi dönemde normal yapı ve fonksiyon ve anormal yapı ve fonksiyon başlıkları altında tekrarlayarak öğrenmektedirler. Klinik dönemde ise, stajlar sırasında öğrendiklerini kullanarak, öncelikli sağlık sorunları ile başa çıkmak için gerekli bilgi ve becerilerle donanmaları, eğitimlerinin son yılı olan intörnlük döneminde uygulayabilmeleri hedeflenmektedir. Bu dört döngüden oluşan spiral eğitim programını başarıyla tamamlayan öğrencilere hekimlik diploması verilmektedir.

E.Ü.T.F. SİRİRAL EĞİTİM PROGRAMI



Şekil 13. Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi Spiral Eğitim Programı

Mezuniyet Öncesi Eğitim Öğretim Programı, öğrencilerin Fakülte Mezuniyet Hedeflerinde belirtilen yeterliliklere ulaşmasını sağlayacak şekilde planlanmıştır. Bu program altı yıl ve altı evreden oluşan, yıl esasına göre düzenlenmiş entegre bir programdır (Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 4. ve 5. Sınıf Staj Blokları Kılavuzu, 2015).

Evre 1: Tıbbi Bilimlere Giriş

12-13 hafta süren bu bölümde, sistemlerin normal yapı ve fonksiyonlarının anlaşılmasına temel oluşturacak teorik bilgiler içermektedir. Ayrıca, beceri eğitiminin temelleri atılmakta olup, bilgisayarlı eğitimler, sağlık alanındaki etik ve hukuk kavramları ile birlikte, günlük yaşamda kullanılan tıbbi bilgilerin verilmesine

yönelik olarak tasarlanmıştır (Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 1. 2. ve 3. Sınıflar İçin Öğrenci Kılavuzu, 2011).

Evre 2: Normal Yapı ve Fonksiyon

8-12 hafta süren Evre 2'de, vücudun normal yapısının ve işlevlerinin tanıtılması sistemler zemininde entegre edilmiş (yatay) ve klinik örneklerle (dikey) yapılandırılmıştır (Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 1. 2. ve 3. Sınıflar İçin Öğrenci Kılavuzu,2011).

Evre 3: Patolojilere ve Klinik Bilimlere Giriş

Sistemlere ait patolojilerin öncesinde temel patoloji kavramlarını açıklamayı ve beraberinde temel farmakolojiyi öğrenmelerini amaçlayan 13-15 hafta süreli evredir. Evre 3, uygulamaya yönelik olarak temel becerileri kazandırmayı ve hasta başı uygulamaya başlanan içeriğe sahiptir (Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 1. 2. ve 3. Sınıflar İçin Öğrenci Kılavuzu, 2011).

Evre 4: Sistem Patolojileri

Bu evrenin temel özelliği, patolojik süreçlerin, sistemler temelinde, yoğun olarak klinik anlam ve bağıntıları vurgulanarak aktarılmasıdır. Evre 2 ile aynı yapılanmayla, 8-10 hafta süreli dört bloktan oluşmaktadır (Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 1. 2. ve 3. Sınıflar İçin Öğrenci Kılavuzu, 2011).

Tablo 1. Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 3 Yıllık Eğitim Programının Evre-Blok Düzeninde Organizasyonu

1. Yıl			
Evre 1 (Tıbbi Giriş)		Evre 2 (Normal Yapı ve Fonksiyon)	
Evre 1 Blok 1 Tıbbi Bilimlere Giriş		Evre 2 Blok 1 Normal Yapı ve Fonksiyon/Solunum Dolaşım/ Hemopoetik/ Üriner Sistemler	Evre 2 Blok 2 Normal Yapı ve Fonksiyon/Sindirim ve Metabolizma
2. Yıl			
Evre 2 (Normal Yapı ve Fonksiyon)			Evre 3 (Patolojilere ve Klinik Bilimlere Giriş)
Evre 2 Blok 3 Normal Yapı ve Fonksiyon/Hareket, Sinir ve Duyu Sistemleri		Evre 2 Blok 4 Normal Yapı ve Fonksiyon/Hayatın Evreleri	Evre 3 Blok 1 Patoloji ve Klinik Bilimlere Giriş
3. Yıl			
Evre 4 (Patolojik Yapı ve Fonksiyon)			
Evre 4 Blok 1 Solunum, Dolaşım, Hemopoetik ve Üriner Sistemler	Evre 4 Blok 2 Sindirim, Endokrin ve Metabolizma	Evre 4 Blok 3 Hareket, Sinir ve Duyu	Evre 4 Blok 4 Hayatın Evreleri

Evre 5: Stajlar (Klinik Bilimler)

Staj eğitimi, iki yılda 78 hafta süren Evre 5, 4 ve 5. sınıfları içermektedir. Alınan temel tıp bilgilerinin, sağlık sorunlarının yönetiminde gerekli bilgileri tam öğrenmelerini sağlamayı, ayırıcı tanı koyma ve hastaya yaklaşım becerilerini geliştirmelerine uygun ortam hazırlamayı hedeflemektedir.

Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi'nde 4. sınıf stajları her biri 13 hafta süren staj bloklarından oluşmaktadır. 4. sınıf eğitimi; Kardiyopulmoner Sistem ve Enfeksiyon, Cerrahi-Ürogenital ve İç Hastalıkları Staj bloğu olarak 3 grupta tamamlanmaktadır. Bu staj blokları içinde İç Hastalıkları, Kardiyoloji, Kalp ve Damar Cerrahisi, Göğüs

Hastalıkları, Göğüs Cerrahisi, Enfeksiyon Hastalıkları, Anesteziyoloji ve Reanimasyon, Genel Cerrahi, Kadın Hastalıkları ve Doğum ile Üroloji Rotasyonları yer almaktadır. Bu stajlarda, temel bilimlerdeki disiplinlerin yanı sıra tıbbi görüntüleme ile ilgili Radyodiagnostik ve Nükleer Tıp Anabilim dallarının katkılarıyla olgu sunumları, paneller ve entegre oturumlara yer verilmiştir (Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 4. ve 5. Sınıf Staj Blokları Kılavuzu, 2015).

5. sınıf stajları 13'er haftalık 3 bloktan oluşmaktadır. Bu bloklar; Duyu Sistemi, Kas İskelet Sinir Sistemi ve Davranış, Çocuk Sağlığı ve Hastalıkları staj blokları olarak tanımlanmıştır. Bu staj blokları içinde; Deri ve Zührevi Hastalıklar, Göz Hastalıkları, Kulak Burun ve Boğaz Hastalıkları, Plastik, Rekonstrüktif ve Estetik Cerrahi, Adli Tıp, Ortopedi ve Travmatoloji, Fizik Tedavi ve Rehabilitasyon, Nöroloji, Beyin ve Sinir Cerrahisi, Psikiyatri, Çocuk ve Ergen Sağlığı ve Hastalıkları, Spor Hekimliği, Çocuk Sağlığı ve Hastalıkları ile Çocuk Cerrahisi rotasyonları yer almaktadır. Bu stajlarda, temel bilimlerdeki disiplinlerin yanı sıra, tıbbi görüntüleme ile ilgili Radyodiagnostik ve Nükleer Tıp Anabilim dallarının katkılarıyla olgu sunumları, paneller ve entegre oturumlara yer verilmiştir (Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 4. ve 5. Sınıf Staj Blokları Kılavuzu, 2015).

Her staj bloğunun birinci haftasında, stajda yer alan klinik rotasyonların yatay entegrasyonunu ve temel bilim dalları ile dikey entegrasyonunu güçlendirmeyi amaçlanmıştır.

4. sınıfta:

İç Hastalıkları Staj Bloğu

Kardiyopulmoner Sistem ve Enfeksiyon Staj Bloğu

Cerrahi-Ürogenital Staj Bloğu

5. sınıfta:

Duyu Sistemi Staj Bloğu

Kas- İskelet, Sinir Sistemi ve Davranış Staj Bloğu

Çocuk Sağlığı ve Hastalıkları Staj Bloğu

Staj bloğunun ilk haftasında yer alan öğrenme etkinlikleri, stajda yer alan klinik rotasyonların birbiri ile yatay entegrasyonunu sağlarken, temel bilim dalları ile dikey entegrasyonu güçlendirmek ve öğrencilerin stajın bütününe, klinik rotasyonlara uyumunu sağlamayı amaçlamaktadır. Buna ilave olarak ilk hafta dersleri, stajda yer

alan kliniklerde sık kullanılan görüntüleme ve laboratuvar yöntemlerini ve stajın içerdiği sistemlere özgü anamnez, fizik muayene ve hasta yönetimi ilkelerini içermektedir. Öğrenciler 2. haftadan itibaren gruplara ayrılarak dönüşümlü olarak klinik rotasyonlarını yapmaktadırlar. 12 haftalık eğitim döneminin ardından, 13. hafta tamamından sorumlu oldukları sınav haftası olarak belirlenmiştir.

Evre 6: İntörnlük

Bu evrede öğrencilere teorik bilgiye dayalı bir sınav yapılmamaktadır. Bu dönemin tamamı uygulamaya yönelik olarak hazırlanmıştır. Öğrenciler bir yıl süreyle, önceden belirlenmiş olan bilim/anabilim dallarında (Halk Sağlığı (8 hafta), İç Hastalıkları (8 hafta), Kadın Hastalıkları ve Doğum (4 hafta), Psikiyatri (4 hafta), Çocuk Sağlığı ve Hastalıkları (8 hafta), Genel Cerrahi (4 hafta), Acil Tıp (4 hafta), Seçmeli staj (4 hafta), Göğüs Hastalıkları (2 hafta) ve Kardiyoloji (2 hafta) olmak üzere) rotasyonel olarak, asistan hekimliğin başlarında olduğu gibi aktif olarak uygulamaya dahil olurlar. Bu çalışmalarındaki bilgi, beceri ve tutumları ile değerlendirilirler.

İntörn hekimlik uygulaması anabilim/bilim dalı başkanının, öğrencinin dönem içindeki çalışmalarını dikkate alarak değerlendirme formunu onaylaması ve yeterlik belgesi verilmesi ile son bulur. Tıp eğitiminde öğrenilenlerin harmanlanarak performansa dönüştürüldüğü dönem olan bu eğitim döneminde, Miller'in tarif ettiği yetkinlik alanlarından uygulamaya yönelik bölümün sınanması için performansa dayalı değerlendirme yöntemleri uygundur (Miller, 1990).

3.1. Araştırmanın Türü

Araştırma, gerçek verilerin Rasch model ile analiz edilerek sonuçlar elde edilmesine ve Rasch modelin bu araştırmadaki avantajlarının ve sınırlılıklarının ortaya konulmasına dayanır. Bununla birlikte tıp fakültelerindeki klinik öncesi eğitim dönemi ile klinik eğitim dönemini yordayıp yordamadığı araştırılacaktır.

Araştırma 2012-2013 yılları ile 2013-2014 eğitim öğretim yılında Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi öğrencilerine uygulanan 3. ve 4. sınıf başarı testlerinin Rasch model ile arasındaki ilişkiyi incelemesi nedeniyle "bağıntısal", öğrencilerin cinsiyete göre farklılıklarının olup olmadığının incelendiği Rasch modelin DIF analizi yapılması nedeniyle de "nedensel-karşılaştırma" araştırma yöntemidir.

3.2. Çalışma Grubu, Evren ve Örneklem

Çalışma grubunun klinik öncesi eğitim dönemi örneklemini, 2012-2013 eğitim öğretim yılında 3. sınıf olan ve başarı testini geçen 102 öğrenci oluşturmaktadır. Aynı 102 öğrencinin, 2013-2014 eğitim öğretim yılında 4. sınıfta oldukları başarı testi de klinik eğitim dönemi örneklemini oluşturmaktadır. Bu sınavları yanıtlayabilecek yeterliliğe sahip olan tüm tıp fakültesi öğrencileri yanıtlayıcı evrenini, uygulanan bu sınavlarda kullanılacak tüm maddeler ise madde evrenini oluşturmaktadır.

Testlerin orijinalinde KPE staj bloğunda 125 soru, E4B1 sınavında ise 100 soru bulunmaktadır. Çalışmada ise 32'şer maddelik testler kullanılmıştır. Tıp Eğitimi Anabilim Dalı öğretim üyesinden uzman görüşü alınarak, klinik öncesi eğitim dönemi sınavı olan E4B1 sınavındaki maddeler ile, klinik eğitim dönemindeki KPE sınav maddelerinin hangilerinin birbirleriyle ilişkili olduğu çalışılmıştır. 3. sınıf E4B1 ve 4. sınıf KPE sınavlarında, öğrenci itirazları sonucu iptal edilen sorular, madde seçiminden dışlanmıştır. Sonuç olarak uzman görüşü ile birlikte alt konular belirlenmiş ve 32'şer maddeden oluşan testlerin seçimine karar verilmiştir. Seçilen maddelere ait soru sayıları Tablo 2. ve Tablo 3.'de belirtilmiştir.

Tablo 2. E4B1 Bloğu Testi ve Seçilen Madde Sayıları

Anabilim / Bilim Dalı	Soru Sayısı	Soru Madde Numaraları	Seçilen Madde Sayıları
Nükleer Tıp	1	1	1
Tıp Eğitimi	1	2	
Tıp Tarihi ve Etik	1	3	1
Tıbbi Farmakoloji	14	4-17	3
Tıbbi Genetik	2	18,19	1
Tıbbi Biyokimya	3	20-22	1
Kulak Burun Boğaz Hastalıkları	1	23	1
İç Hastalıkları	12	24-35	3
Halk Sağlığı	4	36-39	1
Üroloji	1	40	1
Entegre Dersler	7	41-47	2
Parazitoloji	2	48,49	1
Radyodiagnostik	1	50	1
Kardiyoloji	4	51-54	2
Çocuk Sağlığı ve Hastalıkları	21	55-75	5
Kalp Damar Cerrahisi	3	76-78	1
Tıbbi Patoloji	14	79-92	3
Tıbbi Mikrobiyoloji	2	93,94	1
Göğüs Cerrahisi	2	95,96	1
Göğüs Hastalıkları	4	97-100	2

Tablo 3. KPE Staj Bloğu Testi ve Seçilen Madde Sayıları

Anabilim / Bilim Dalı	Soru Sayısı	Soru Madde Numaraları	Seçilen Madde Sayıları
Enfeksiyon Hastalıkları	25	1-25	6
Anesteziyoloji ve Reanimasyon	23	26-48	5
Entegre Dersler	9	49-57	3
Göğüs Hastalıkları	24	58-81	5
Kalp Damar Cerrahisi	7	82-88	3
Kardiyoloji	31	89-119	7
Göğüs Cerrahisi	6	120-125	3

3.3. Arařtırma Verileri ve Analizi

Bu arařtırmanın verilerini Ege Üniversitesi Tıp Fakóltesi 3. ve 4. sınıf öđrencilerine uygulanan başarı testlerine verilen yanıtlardan oluřturmaktadır. Çalışmada Rasch model analizi WINSTEPS programı ile analiz edilmiřtir. Bununla birlikte 3. Sınıf başarı testinin, 4. Sınıfı yordayıp yordamadığını arařtırmak için yapılan regresyon analizinde, SPSS Statistics 23 programları kullanılmıřtır.



BÖLÜM IV

BULGULAR VE TARTIŞMA

Yapılan araştırmada Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 3. ve 4. sınıf öğrencilerine uygulanan başarı testlerinin sonuçları WINSTEPS ve SPSS Statistics 23 programları ile analiz edilerek aşağıdaki bulgulara ulaşılmıştır.

Birinci ve ikinci alt probleme ilişkin bulgular bir arada verilmiştir.

Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 3. sınıf E4B1 başarı testi verileriyle yapılan analiz yorumları;

Model Uyumu ve Güvenirlilik

E4B1 testinin Rasch modeline uyum iyiliği istatistikleri ve güvenirlilik değerleri Tablo 4. te verilmektedir.

Tablo 4. *E4B1 3. Sınıf Klinik Öncesi Eğitim Dönemi Testine Ait Veri-Model Uyum İstatistikleri ve Güvenirlilik Katsayıları*

Ölçekler	Madde-uyum artık istatistikleri	Cevaplayıcı-uyum artık istatistikleri	Cevaplayıcı-konum istatistikleri	Madde-Ölçek etkileşimi		
	A.Ort. (SS)	A.Ort. (SS)	A.Ort. (SS)	Log-Olabilirlik Ki-kare (Sd)	p	Güvenirlilik Katsayısı
E4B1	1,00 (0,8)	1,00 (0,16)	1,26 (0,78)	3109,20 (3111)	0,505	0,93

Sd: Serbestlik derecesi; SS: Standart Sapma

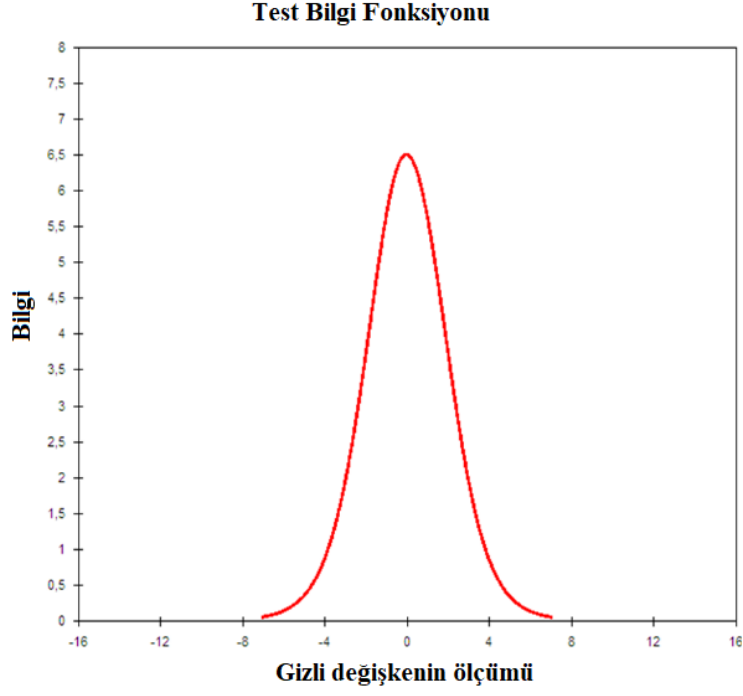
E4B1 testine ait log olabilirlik ki-kare değerlerinin manidar olmaması (non-significant), madde ve cevaplayıcı uyum artık (residual) değerlerinin 0,5 ile 1,5 aralığında olması bu testin Rasch modeline iyi uyum gösterdiğini ortaya koymaktadır.

Tabloda 4'te görüldüğü gibi, maddelerin artıklara ait değerleri, E4B1 test maddeler bazında $\bar{X} = 1,00$ (SS=0,08), cevaplayıcılarda ise $\bar{X} = 1,00$ (SS=0,16), olarak tahminlenmiştir. Log-olabilirlik Ki-kare değeri 3109,20 olarak (Sd= 3111) tahminlenmiş ve bu değer p = 0,05 düzeyinde manidar olmaması E4B1 testine ait

verinin veri-Dichotomus Rasch Model uyumuna sahip olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan 32 maddelik 3. sınıf E4B1 testinin güvenilirlik kat sayısı model tarafından Cronbach alfa =0,93 olarak tahminlenmiştir. Cevaplayıcı güvenilirlik kat sayısı ise KR-20= 0,66 (student raw score reliability) olarak ve ayırimsama (Seperation index) değeri ise 1.33 olarak elde edilmiştir.

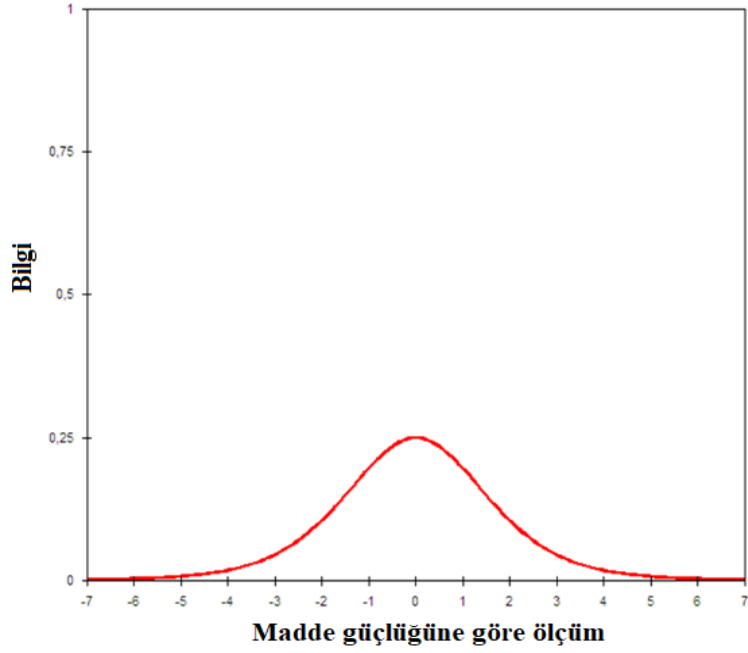


Diyagram1. E4B1 Testine Ait Test Bilgi ve Madde Bilgi Fonksiyonları



E4B1 Testine Ait Test Bilgi Fonksiyonu

19. Kardiyoloji



E4B1 Testindeki Örnek Bir Madde için Madde Bilgi Fonksiyonu

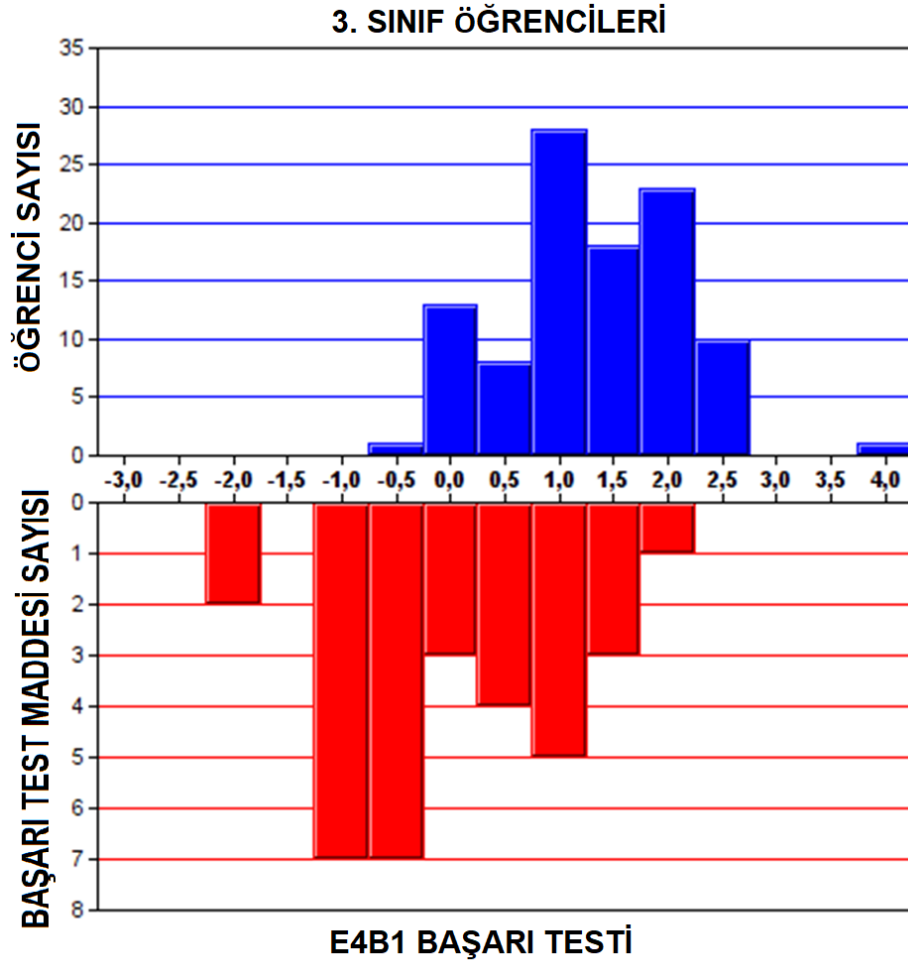
Tablo 5. E4B1 Testine Ait Madde Uyum İstatistikleri

E4B1 MADDELER	Konum Parametresi (madde güçlüğü) Logit	SH	İç uyum (Uygunluk İçi)	Point Biserial	Madde Uyum (artıklar) Residual	Z değerleri	p
M1 Nükleer Tıp	-0,46	0,27	1,02	0,25	0,37	0,20	p>0,01
M2 Tıp Tarihi ve Etik	-2,20	0,52	1,01	0,13	0,19	0,20	p>0,01
M3 Tıbbi Farmakoloji	0,42	0,22	0,94	0,41	0,43	-0,60	p>0,01
M4 Tıbbi Farmakoloji	-0,97	0,32	1,00	0,26	0,31	0,10	p>0,01
M5 Tıbbi Farmakoloji	1,03	0,21	0,97	0,39	0,46	-0,50	p>0,01
M6 Tıbbi Genetik	-0,88	0,31	0,98	0,29	0,32	0,00	p>0,01
M7 Tıbbi Biyokimya	1,17	0,21	1,04	0,30	0,48	0,60	p>0,01
M8 Kulak Burun Boğaz	-0,39	0,27	1,05	0,23	0,38	0,40	p>0,01
M9 İç Hastalıkları	-1,19	0,34	0,93	0,31	0,28	-0,20	p>0,01
M10 İç Hastalıkları	1,66	0,21	1,08	0,24	0,48	1,10	p>0,01
M11 İç Hastalıkları	1,43	0,21	1,04	0,30	0,48	0,70	p>0,01
M12 Halk Sağlığı	-0,78	0,30	0,89	0,40	0,31	-0,50	p>0,01
M13 Üroloji	0,90	0,21	1,13	0,18	0,49	1,80	p>0,01
M14 Entegre Dersler	0,52	0,22	0,97	0,36	0,44	-0,30	p>0,01
M15 Entegre Dersler	0,11	0,24	0,88	0,43	0,39	-1,10	p>0,01
M16 Parazitoloji	0,71	0,22	1,14	0,15	0,49	1,80	p>0,01
M17 Radyodiagnostik	0,99	0,21	1,08	0,24	0,49	1,20	p>0,01
M18 Kardiyoloji	1,34	0,21	0,98	0,35	0,47	-0,20	p>0,01
M19 Kardiyoloji	2,09	0,22	1,10	0,17	0,46	1,10	p>0,01
M20 Çocuk Sağlığı ve Hast	0,32	0,23	1,03	0,30	0,44	0,30	p>0,01
M21 Çocuk Sağlığı ve Has	-0,39	0,27	0,99	0,27	0,37	0,00	p>0,01
M22 Çocuk Sağlığı ve Hast	-0,78	0,30	1,06	0,15	0,34	0,40	p>0,01
M23 Çocuk Sağlığı ve Hast	-0,19	0,25	0,99	0,31	0,39	0,00	p>0,01
M24 Çocuk Sağlığı ve Hast	0,05	0,24	0,72	0,64	0,35	-2,20	p>0,01
M25 Kalp Damar Cer.	0,99	0,21	0,95	0,40	0,45	-0,70	p>0,01
M26 Tıbbi Patoloji	-2,20	0,52	0,99	0,13	0,19	0,10	p>0,01
M27 Tıbbi Patoloji	-0,46	0,27	0,94	0,32	0,36	-0,30	p>0,01
M28 Tıbbi Patoloji	-0,26	0,26	1,05	0,20	0,40	0,40	p>0,01
M29 Tıbbi Mikrobiyoloji	-0,46	0,27	0,99	0,29	0,36	0,00	p>0,01
M30 Göğüs Cerrahisi	-0,97	0,32	1,04	0,15	0,32	0,30	p>0,01
M31 Göğüs Hastalıkları	-0,78	0,30	0,97	0,30	0,33	-0,10	p>0,01
M32 Göğüs Hastalıkları	-0,32	0,26	0,94	0,37	0,37	-0,40	p>0,01

Tablo 5.'te görüldüğü gibi, E4B1 Testine ait madde konum (güçlük) indeksleri 2,09 ile -2,20 aralığında değişmektedir. Testteki 15 maddenin logit

değerleri pozitif ve 17 maddenin logit değerleri ise negatif değerler almıştır. Pozitif güçlük değerleri alan maddelerin daha zor olduğu ve bu maddelerin doğru cevaplanması için cevaplayıcı yetenek seviyesinin daha yüksek olması gerekmektedir. Aşağıdaki diyagramda cevaplayıcı yetenek dağılımı ve madde konum dağılımları aynı metrik süreklilik üzerinde verilmektedir.

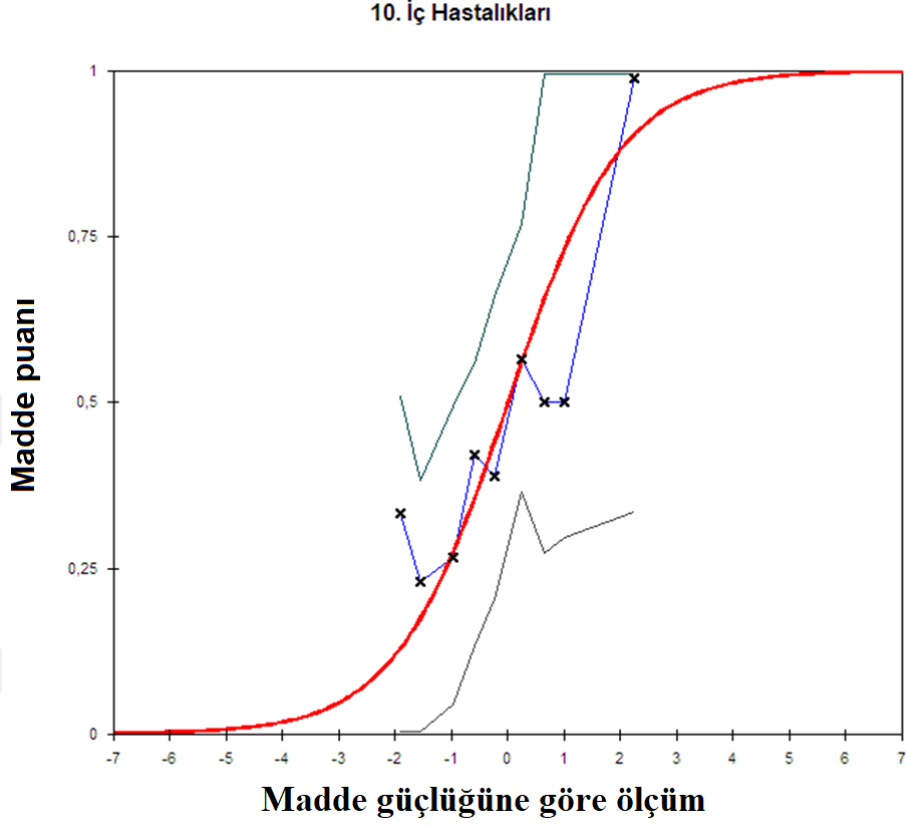
Diyagram 2. *E4B1 Testinin Madde ve Cevaplayıcı Konum Parametrelerine Ait Frekans Dağılımı*



Diyagram incelendiğinde, E4B1 testindeki maddelerin, cevaplayıcıların yetenek düzeyleri ile dengeli bir dağılım gösterdiği anlaşılmaktadır. Diğer taraftan model ile tahminlenen cevaplayıcı θ yetenek düzeyleri 3,39 ile -0,46 aralığında değişmekte ve ortalama cevaplayıcı yetenek düzeyi ise $\theta_{xi}=1,26$ olarak gözlenmektedir.

E4B1 Testine ait bir maddenin, madde karakteristik eğrisi örnek olarak aşağıdaki diyagramda verilmektedir.

Diyagram 3. E4B1 Testinin 10. Maddesine Ait Madde Karakteristik Eğrisi (ICC)



Diyagram 3’de görüldüğü gibi testin 10. maddesi 1.66 güçlük düzeyinde ve tahminlenen standart hatası $\delta_{10}=0.21$ olarak hesaplanmıştır.

Tek Boyutluluk:

Tablo 6. *Standardize Artıkların Varyansı (Özdeğer Birimi olarak)*

	Özdeğer	Gözlenen	Beklenen
Gözlemlerdeki ham varyans toplamı =	41,0274	100,0%	100,0%
Ölçümün açıklanan ham varyansı =	9,0274	22,0%	22,3%
Bireylerin açıklanan ham varyansı =	3,2298	7,9%	8,0%
Maddelerin açıklanan ham varyansı =	5,7976	14,1%	14,3%
Açıklanamayan ham varyans toplamı =	32,0000	78% 100%	77,7%
1. kontrastın açıklanamayan varyansı =	2,3470	5,7% 7,3%	
2. kontrastın açıklanamayan varyansı =	2,1460	5,2% 6,7%	
3. kontrastın açıklanamayan varyansı =	1,8694	4,6% 5,8%	
4. kontrastın açıklanamayan varyansı =	1,7340	4,2% 5,4%	
5. kontrastın açıklanamayan varyansı =	1,6743	4,1% 5,2%	

E4B1 Testine ait veriler için Rasch model ile açıklanan varyans 22,0% ve özdeğeri 41,02 iken açıklanamayan varyans ise %78 ve özdeğeri 32,00 'dir. Tablo 6.'da görüldüğü gibi, model ile açıklanamayan %78 varyansın 5,7% si 1. kontrast ile açıklanmakta ve bu değer sadece 2,3 maddeden kaynaklanmaktadır. 1. kontrast ve diğer kontrastlar model ile açıklanan varyans ile kıyaslandığında oldukça düşük değerlere sahiptir.

Yerel Bağımsızlık:

Yerel bağımsızlık varsayımının incelenmesinde madde artıkları arasında gözlenen en yüksek korelasyon değerlerine (inter-item residual correlations) bakılmıştır. Tablo 7.'de görüldüğü gibi en yüksek korelasyon değeri (M7 – M32 hariç) -0,28 olarak gözlenmiştir. Madde artıkları arasında gözlenen korelasyon değerinin SRC<0,30 olması yerel bağımsızlık varsayımının karşılandığını göstermektedir (Riazi, Aspden ve Jones, 2014). M7 ve M32 arasındaki korelasyonun >0,30 olması yerel bağımsızlığı karşılamasına engel değildir.

Tablo 7. Maddelerarası En Büyük Standart Artık Korelasyonlar

Korelasyon	Maddeler	Maddeler
0,23	M4 Tıbbi Farmakoloji	M12 Halk Sağlığı
0,22	M25 Kalp Damar Cerrahisi	M29 Tıbbi Mikrobiyoloji
0,22	M2 Tıp Tarihi ve Etik	M12 Halk Sağlığı
0,21	M17 Radyodiagnostik	M26 Tıbbi Patoloji
-0,31	M7 Tıbbi Biyokimya	M32 Göğüs Hastalıkları
-0,28	M17 Radyodiagnostik	M18 Kardiyoloji
-0,27	M7 Tıbbi Biyokimya	M31 Göğüs Hastalıkları
-0,27	M16 Tıbbi Parazitoloji	M25 Kalp Damar Cerrahisi
-0,24	M10 İç Hastalıkları	M13 Üroloji
-0,23	M13 Üroloji	M15 Entegre Dersler
-0,23	M18 Kardiyoloji	M32 Göğüs Hastalıkları
-0,22	M6 Tıbbi Genetik	M18 Kardiyoloji
-0,22	M10 İç Hastalıkları	M12 Halk Sağlığı
-0,21	M4 Tıbbi Farmakoloji	M16 Parazitoloji
-0,21	M16 Tıbbi Parazitoloji	M29 Tıbbi Mikrobiyoloji
-0,21	M7 Tıbbi Biyokimya	M10 İç Hastalıkları
-0,2	M18 Kardiyoloji	M23 Çocuk Sağlığı ve Hast.
-0,2	M12 Halk Sağlığı	M19 Kardiyoloji
-0,2	M3 Tıbbi Farmakoloji	M23 Çocuk Sağlığı ve Hast.
-0,2	M4 Tıbbi Farmakoloji	M10 İç Hastalıkları

Değişen Madde Fonksiyonu (Yanlılık) (DIF):

Tablo 8’de görüldüğü gibi, test maddelerinin alt popülasyonlara karşı (bu çalışmada cinsiyete göre) değişen madde fonksiyonu içerip içermediğini belirlemek amacı ile DMF (DIF) analizi yapıldı. Tabloda kontrast değerlerine karşılık gelen Mantel-Haenszel Ki-kare değerleri bu değerlerin manidarlığını gösteren p değerleri ile verilmektedir.

Tablo 8. E4B1 Testine Ait Değişen Madde Fonksiyonu Analizi Sonuçları

	DIF Contrast	Mantel- Haenszel Ki- kare	Olasılık (p)
E4B1 MADDELER			
M1 Nükleer Tıp	-0,03	0,22	0,63
M2 Tıp Tarihi ve Etik	0,57	0,07	0,78
M3 Tıbbi Farmakoloji	0,00	0,28	0,59
M4 Tıbbi Farmakoloji	-0,26	0,07	0,77
M5 Tıbbi Farmakoloji	-0,15	0,08	0,77
M6 Tıbbi Genetik	-2,28	1,60	0,20
M7 Tıbbi Biyokimya	-0,45	0,22	0,63
M8 Kulak Burun Boğaz	0,68	1,64	0,19
M9 İç Hastalıkları	-1,89	1,71	0,19
M10 İç Hastalıkları	0,60	0,67	0,41
M11 İç Hastalıkları	0,92	1,42	0,23
M12 Halk Sağlığı	-0,16	0,33	0,56
M13 Üroloji	0,50	0,00	0,99
M14 Entegre Dersler	0,56	1,57	0,20
M15 Entegre Dersler	-0,76	1,18	0,27
M16 Parazitoloji	0,17	0,31	0,57
M17 Radyodiagnostik	0,13	0,22	0,63
M18 Kardiyoloji	-0,13	0,00	0,94
M19 Kardiyoloji	0,37	0,06	0,80
M20 Çocuk Sağlığı ve Hastalıkları	0,39	0,27	0,59
M21 Çocuk Sağlığı ve Hastalıkları	0,12	0,07	0,78
M22 Çocuk Sağlığı ve Hastalıkları	0,20	0,02	0,88
M23 Çocuk Sağlığı ve Hastalıkları	-0,24	0,00	0,96
M24 Çocuk Sağlığı ve Hastalıkları	-0,66	0,24	0,61
M25 Kalp Damar Cerrahisi	-1,01	3,36	0,06
M26 Tıbbi Patoloji	0,57	0,18	0,66
M27 Tıbbi Patoloji	-0,35	0,03	0,85
M28 Tıbbi Patoloji	-0,12	0,57	0,44
M29 Tıbbi Mikrobiyoloji	-0,35	0,02	0,88
M30 Göğüs Cerrahisi	0,56	0,00	0,97
M31 Göğüs Hastalıkları	0,20	0,43	0,51

M32 Göğüs Hastalıkları	0,27	0,39	0,53
------------------------	------	------	------

Tabloda görüldüğü gibi, cinsiyet grupları için tahminlenen Mantel-Haenszel Ki-kare değerlerinin hiç birisi istatistiki olarak manidar çıkmamıştır ($p > 0,05$). Diğer bir anlatımla maddelerin güçlük düzeyleri cinsiyetlere göre önemli bir farklılık göstermemektedir. Bu durum, testin maddelerinin aynı evrenden gelen fakat farklı alt popülasyonlara ait (örneğin: Kadın-Erkek) bireylere göre değişen fonksiyon göstermediğine işaret etmektedir. DMF analizleri bu yönüyle (cross-validation) ölçeklerin çapraz geçerliğe sahip olup olmadıkları konusunda kanıt sağlamaktadır.

Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 4. Sınıf KPE Staj Bloğu başarı testi verileriyle yapılan analiz yorumları;

Model Uyumu ve Güvenirlik

KPE boyutunun (ölçeğin) Rasch modeline uyum iyiliği istatistikleri ve güvenirlilik değerleri Tablo 9. da verilmektedir.

Tablo 9. *KPE 4. Sınıf Staj Bloğu Dönemi Testine Ait Veri-Model Uyum İstatistikleri ve Güvenirlilik Katsayıları*

Ölçekler	Madde-uyum artık istatistikleri	Cevaplayıcı-uyum artık istatistikleri	Cevaplayıcı-konum istatistikleri	Madde-Ölçek etkileşimi		
	A.Ort. (SS)	A.Ort. (SS)	A.Ort. (SS)	Log-Olabilirlik Ki-kare (Sd)	p	Güvenirlilik Katsayısı
KPE	0,30 (1,20)	0,46 (0,56)	1,12 (0,72)	3214,54 (3214)	0,494	0,94

Sd: Serbestlik derecesi ; SS: Standart Sapma

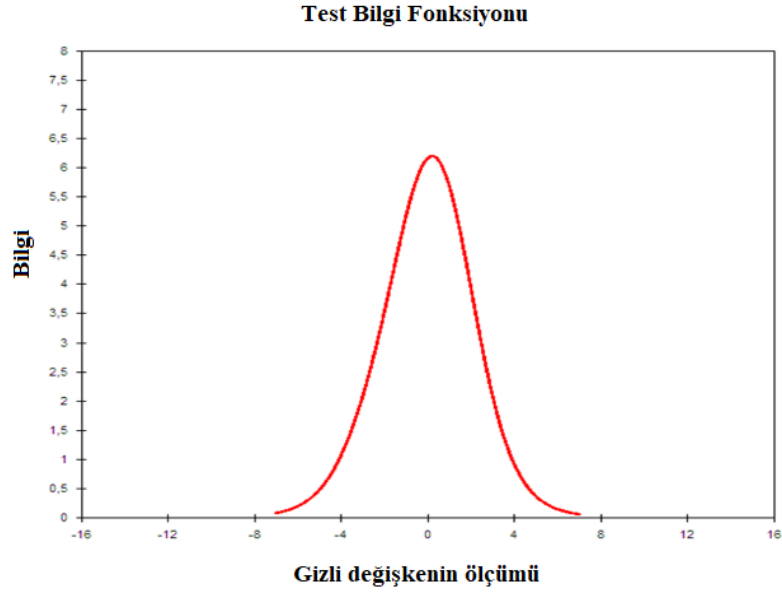
KPE testine ait log olabirlik ki-kare değerlerinin manidar olmaması (non-significant) ve madde ve cevaplayıcı uyum artık (residual) değerlerinin 0,5 ile 1,5 aralığında olması bu testin Rasch modeline iyi uyum gösterdiğini ortaya koymaktadır.

Tablo 9'da görüldüğü gibi, maddelerin artıklara ait değerleri, KPE testi maddeleri bazında $\bar{X} = 0,30$ (SS= 1,20), cevaplayıcılarda ise $\bar{X} = 0,46$ (SS=0,56),

olarak tahminlenmiştir. Log-olabilirlik Ki-kare değeri 3214,54 olarak (sd = 3214) tahminlenmiş ve bu değerin $p = 0,05$ düzeyinde manidar olmaması KPE testine ait verinin veri-Dichotomus Rasch Model uyumuna sahip olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan 32 maddelik 4. sınıf KPE testinin güvenilirlik kat sayısı model tarafından Cronbach alfa = 0,94 olarak tahminlenmiştir. Cevaplayıcı güvenilirlik kat sayısı ise KR-20= 0,63 (student raw score reliability) olarak ve ayımsama (Seperation index) değeri ise 1.28 olarak elde edilmiştir.

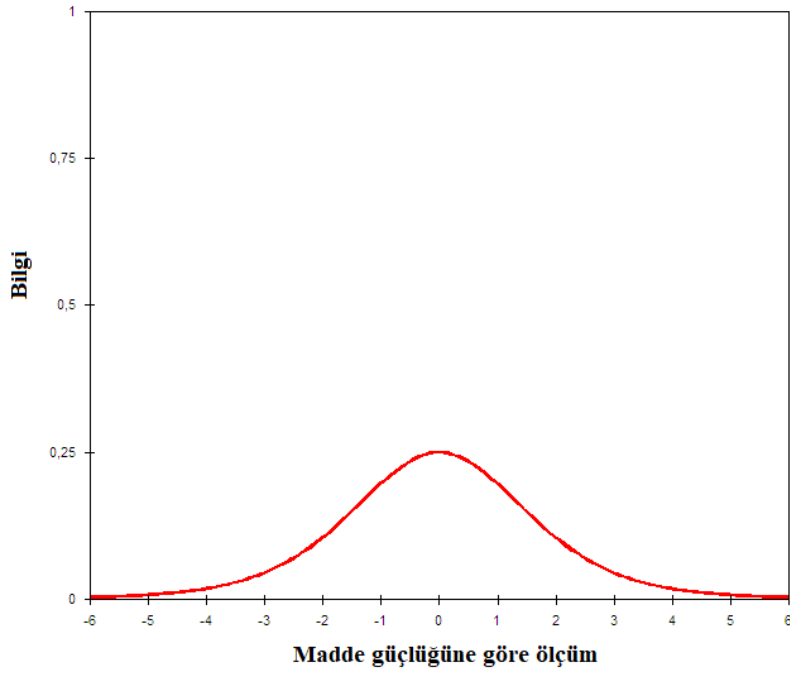


Diyagram 4. KPE Testine Ait Test Bilgi ve Madde Bilgi Fonksiyonları



KPE Testine Ait Test Bilgi Fonksiyonu

7. Anesteziyoloji ve Reanimasyon



KPE Testindeki Örnek Bir Madde İçin Madde Bilgi Fonksiyonu

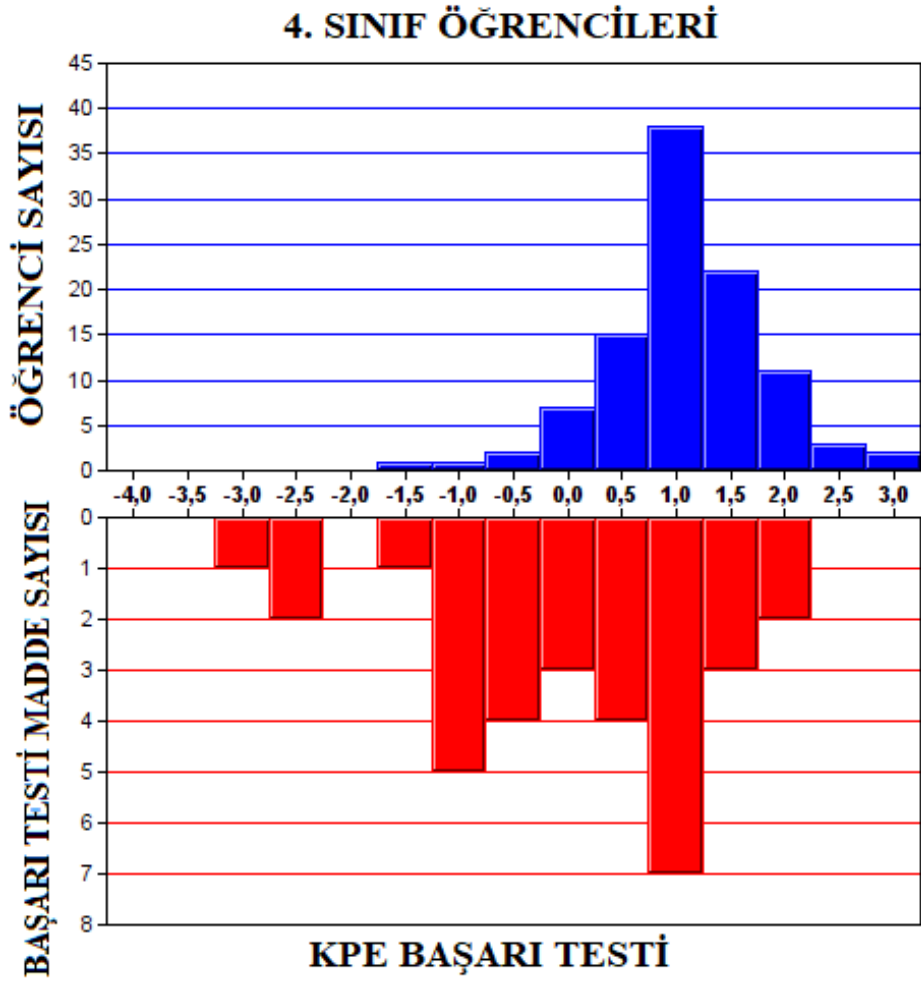
Tablo 10. KPE Testine Ait Madde Uyum İstatistikleri

KPE MADDELER	Konum Parametresi (madde güçlüğü) Logit	SH	İç uyum (Uygunluk İçi)	Point Biserial	Madde Uyum (artıklar Residual)	Z değerleri	p
M1 Enfeksiyon Hast.	-0,81	0,29	1,08	0,19	0,35	0,50	p>0,01
M2 Enfeksiyon Hast.	0,82	0,21	0,91	0,44	0,45	-1,40	p>0,01
M3 Enfeksiyon Hast.	1,80	0,22	1,07	0,19	0,47	1,00	p>0,01
M4 Enfeksiyon Hast.	-0,18	0,24	0,98	0,34	0,40	-0,10	p>0,01
M5 Enfeksiyon Hast.	0,10	0,23	0,93	0,41	0,41	-0,60	p>0,01
M6 Enfeksiyon Hast.	1,61	0,21	1,01	0,26	0,47	0,20	p>0,01
M7 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	-0,37	0,26	1,13	0,12	0,41	0,90	p>0,01
M8 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	0,87	0,21	1,06	0,25	0,48	0,90	p>0,01
M9 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	0,41	0,22	1,01	0,28	0,45	0,10	p>0,01
M10 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	2,04	0,22	1,14	0,07	0,47	1,50	p>0,01
M11 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	-0,81	0,29	1,12	0,07	0,36	0,70	p>0,01
M12 Entegre Dersler	1,30	0,21	1,03	0,24	0,48	0,50	p>0,01
M13 Entegre Dersler	0,95	0,21	0,99	0,32	0,47	-0,10	p>0,01
M14 Entegre Dersler	-2,65	0,60	0,91	0,33	0,16	0,00	p>0,01
M15 Göğüs Hastalıkları	-1,43	0,36	0,97	0,25	0,27	0,00	p>0,01
M16 Göğüs Hastalıkları	-0,73	0,28	1,06	0,21	0,36	0,40	p>0,01
M17 Göğüs Hastalıkları	0,78	0,21	0,82	0,56	0,42	-2,90	p>0,01
M18 Göğüs Hastalıkları	0,78	0,21	1,01	0,29	0,47	0,20	p>0,01
M19 Göğüs Hastalıkları	-0,90	0,30	0,98	0,33	0,33	0,00	p>0,01
M20 Kalp Damar Cer.	-3,08	0,72	0,97	0,24	0,14	0,20	p>0,01
M21 Kalp Damar Cer.	-2,34	0,52	0,97	0,24	0,19	0,10	p>0,01
M22 Kalp Damar Cer.	0,41	0,22	1,01	0,30	0,45	0,10	p>0,01
M23 Kardiyoloji	0,78	0,21	1,02	0,28	0,47	0,40	p>0,01
M24 Kardiyoloji	0,64	0,21	1,09	0,19	0,48	1,30	p>0,01
M25 Kardiyoloji	0,16	0,23	0,94	0,41	0,42	-0,60	p>0,01
M26 Kardiyoloji	1,30	0,21	1,12	0,15	0,50	2,00	p>0,01
M27 Kardiyoloji	-0,99	0,31	0,87	0,41	0,30	-0,60	p>0,01
M28 Kardiyoloji	-0,65	0,28	0,90	0,43	0,34	-0,50	p>0,01
M29 Kardiyoloji	-0,81	0,29	0,98	0,28	0,34	0,00	p>0,01
M30 Göğüs Cerrahisi	0,73	0,21	1,06	0,23	0,48	0,90	p>0,01
M31 Göğüs Cerrahisi	-0,50	0,27	0,82	0,55	0,34	-1,10	p>0,01
M32 Göğüs Cerrahisi	0,78	0,21	0,94	0,40	0,45	-0,90	p>0,01

Tablo 10.' da görüldüğü gibi, KPE Testine ait madde konum (güçlük) indeksleri 2,04 ile -2,34 aralığında değişmektedir. Testteki 18 maddenin logit değerleri pozitif ve 14 maddenin logit değerleri ise negatif değerler almıştır. Pozitif güçlük değerleri alan

maddelerin daha zor olduğu ve bu maddelerin doğru cevaplanması için cevaplayıcı yetenek seviyesinin daha yüksek olması gerekmektedir. Aşağıdaki diyagramda cevaplayıcı yetenek dağılımı ve madde konum dağılımları aynı metrik süreklilik üzerinde verilmektedir.

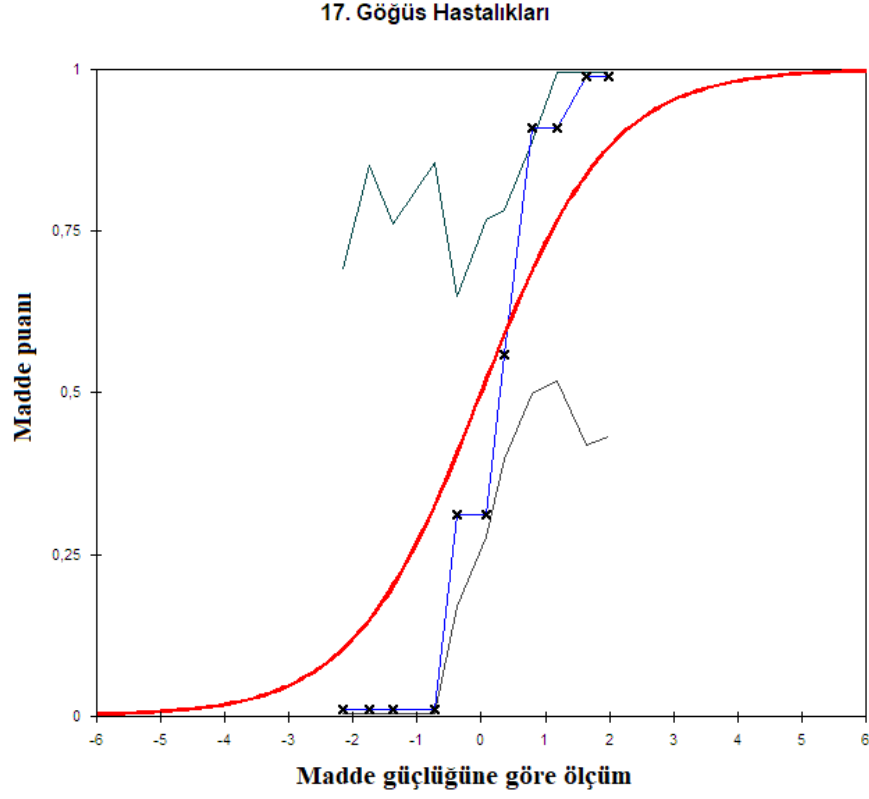
Diyagram 5. KPE Testinin Madde ve Cevaplayıcı Konum Parametrelerine Ait Frekans Dağılımı



Diyagram incelendiğinde, KPE testindeki maddelerin, cevaplayıcıların yetenek düzeyleri ile dengeli bir dağılım gösterdiği anlaşılmaktadır. Diğer taraftan model ile tahminlenen cevaplayıcı θ yetenek düzeyleri 2,76 ile -1,38 aralığında değişmekte ve ortalama cevaplayıcı yetenek düzeyi ise $\theta_{xi} = 1,12$ olarak gözlenmiştir.

KPE testine ait bir maddenin madde karakteristik eğrisi örnek olarak aşağıdaki diyagramda verilmektedir.

Diyagram 6. KPE Testinin 17. Maddesine Ait Madde Karakteristik Eğrisi (ICC)



Diyagram 6'da görüldüğü gibi testin 17. maddesi 0,78 güçlük düzeyinde ve tahminlenen standart hatası $\delta_{17}=0.21$ olarak hesaplanmıştır.

Tek Boyutluluk:

Tablo 11. *Standardize Artıkların Varyansı (Özdeğer Birimi olarak)*

	Özdeğer	Gözlenen	Beklenen
Gözlemlerdeki ham varyans toplamı =	41,7211	100,0%	100,0%
Ölçümün açıklanan ham varyansı =	9,7211	23,3%	23,6%
Bireylerin açıklanan ham varyansı =	3,3534	8,0%	8,2%
Maddelerin açıklanan ham varyansı =	6,3677	15,3%	15,5%
Açıklanamayan ham varyans toplamı =	32,0000	76,7%	76,4%
1. kontrastın açıklanamayan varyansı =	2,1906	5,3%	6,8%
2. kontrastın açıklanamayan varyansı =	2,1526	5,2%	6,7%
3. kontrastın açıklanamayan varyansı =	2,0446	4,9%	6,4%
4. kontrastın açıklanamayan varyansı =	1,9331	4,6%	6,0%
5. kontrastın açıklanamayan varyansı =	1,8698	4,5%	5,8%

KPE testine ait veriler için Rasch model ile açıklanan varyans 23,3% ve özdeğeri 41,72 iken, açıklanamayan varyans ise %76,7 ve özdeğeri 32,00 'dir. Tabloda görüldüğü gibi, model ile açıklanamayan %76,7 varyansın 5,3%si 1. kontrast ile açıklanmakta ve bu değer sadece 2,1 maddeden kaynaklanmaktadır. 1. kontrast ve diğer kontrastlar model ile açıklanan varyans ile kıyaslandığında oldukça düşük değerlere sahiptir.

Yerel Bağımsızlık:

Yerel bağımsızlık varsayımının incelenmesinde madde artıkları arasında gözlenen en yüksek korelasyon değerlerine (inter-item residual correlations) bakılmıştır. Tablo 12.'de görüldüğü gibi en yüksek korelasyon değeri -0,28 olarak gözlenmiştir. Madde artıkları arasında gözlenen korelasyon değerinin SRC<0,30 olması yerel bağımsızlık varsayımının karşılandığını göstermektedir (Riazi, Aspden ve Jones, 2014).

Tablo 12. *Bağımlı Başarının Tanımlanmasında Kullanılan En Büyük Standart Artık Korelasyon*

Korelasyon	Maddeler	Maddeler
0,27	M11 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	M12 Entegre Dersler
0,27	M6 Enfeksiyon Hastalıkları	M7 Anesteziyoloji ve Reanimasyon
0,25	M7 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	M15 Göğüs Hastalıkları
0,22	M1 Enfeksiyon Hastalıkları	M20 Kalp Damar Cerrahi
-0,28	M12 Entegre Dersler	M25 Kardiyoloji
-0,28	M12 Entegre Dersler	M24 Kardiyoloji
-0,27	M6 Enfeksiyon Hastalıkları	M27 Kardiyoloji
-0,27	M2 Enfeksiyon Hastalıkları	M26 Kardiyoloji
-0,26	M16 Göğüs Hastalıkları	M32 Göğüs Cerrahisi
-0,25	M23 Kardiyoloji	M31 Göğüs Cerrahisi
-0,24	M10 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	M19 Göğüs Hastalıkları
-0,24	M2 Enfeksiyon Hastalıkları	M7 Anesteziyoloji ve Reanimasyon
-0,24	M15 Göğüs Hastalıkları	M32 Göğüs Cerrahisi
-0,24	M3 Enfeksiyon Hastalıkları	M26 Kardiyoloji
-0,23	M5 Enfeksiyon Hastalıkları	M30 Göğüs Cerrahisi
-0,23	M3 Enfeksiyon Hastalıkları	M19 Göğüs Hastalıkları
-0,23	M10 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	M32 Göğüs Cerrahisi
-0,22	M4 Enfeksiyon Hastalıkları	M9 Anesteziyoloji ve Reanimasyon
-0,22	M4 Enfeksiyon Hastalıkları	M32 Göğüs Cerrahisi
-0,22	M1 Enfeksiyon Hastalıkları	M5 Enfeksiyon Hastalıkları

Değişen Madde Fonksiyonu (Yanlılık) (DIF):

Tablo13.' de görüldüğü gibi, test maddelerinin alt popülasyonlara karşı (bu çalışmada cinsiyete göre) değişen madde fonksiyonu içerip içermediğini belirlemek amacı ile DMF (DIF) analizi yapıldı. Tabloda kontrast değerlerine karşılık gelen Mantel-Haenszel Ki-kare değerleri bu değerlerin manidarlığını gösteren p değerleri ile verilmektedir.

Tablo 13. KPE Testine Ait Değişen Madde Fonksiyonu Analizi Sonuçları

	DIF Contrast	Mantel- Haenszel Ki- kare	Olasılık (p)
KPE MADDELER			
M1 Enfeksiyon Hastalıkları	-0,77	0,16	0,68
M2 Enfeksiyon Hastalıkları	-0,13	0,07	0,78
M3 Enfeksiyon Hastalıkları	-0,14	0,02	0,87
M4 Enfeksiyon Hastalıkları	-0,12	0,01	0,89
M5 Enfeksiyon Hastalıkları	0,15	0,01	0,91
M6 Enfeksiyon Hastalıkları	-0,29	0,00	0,92
M7 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	-0,73	0,07	0,77
M8 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	-0,22	0,12	0,72
M9 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	0,26	0,07	0,79
M10 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	-0,30	0,26	0,60
M11 Anesteziyoloji ve Reanimasyon	-0,43	0,07	0,78
M12 Entegre Dersler	-0,13	0,00	0,99
M13 Entegre Dersler	-0,42	0,70	0,40
M14 Entegre Dersler	1,76	0,00	0,93
M15 Göğüs Hastalıkları	0,81	0,12	0,72
M16 Göğüs Hastalıkları	0,40	0,71	0,39
M17 Göğüs Hastalıkları	-0,21	0,02	0,86
M18 Göğüs Hastalıkları	-0,21	0,00	0,98
M19 Göğüs Hastalıkları	1,53	3,13	0,07
M20 Kalp Damar Cerrahi	1,31	1,04	0,30
M21 Kalp Damar Cerrahi	-0,63	0,07	0,77
M22 Kalp Damar Cerrahi	0,88	2,33	0,12
M23 Kardiyoloji	-0,39	0,04	0,83
M24 Kardiyoloji	-0,83	3,66	0,05
M25 Kardiyoloji	0,69	2,05	0,15
M26 Kardiyoloji	-0,13	0,00	0,95
M27 Kardiyoloji	0,84	0,00	0,97
M28 Kardiyoloji	0,18	0,06	0,80
M29 Kardiyoloji	-0,43	0,03	0,84
M30 Göğüs Cerrahisi	0,26	0,02	0,88
M31 Göğüs Cerrahisi	1,53	1,74	0,18
M32 Göğüs Cerrahisi	0,34	0,03	0,85

Tabloda görüldüğü gibi, cinsiyet grupları için tahminlenen Mantel-Haenszel Ki-kare değerlerinin hiç birisi istatistiki olarak manidar çıkmamıştır ($p > 0,05$). Diğer bir anlatımla maddelerin güçlük düzeyleri cinsiyetlere göre önemli bir farklılık göstermemektedir. Bu durum testin maddelerinin aynı evrenden gelen fakat farklı alt popülasyonlara ait (örneğin: Kadın-Erkek) bireylere göre değişen fonksiyon göstermediğine işaret etmektedir. DMF analizleri bu yönüyle (cross-validation) ölçeklerin çapraz geçerliğe sahip olup olmadıkları hususunda kanıt sağlamaktadır.

Üçüncü alt problemi araştırmak için yapılan analizde, 3.sınıf E4B1 ve 4. sınıf KPE başarı testi arasındaki ilişkiyi ölçmek amacıyla oluşturulan veri seti, basit doğrusal regresyon analizi ile açıklanmaya çalışılmıştır. Analizde “3. sınıf E4B1 başarı testi” bağımsız değişkeni, “4. sınıf KPE başarı testi” ise bağımlı değişkeni temsil etmektedir.

Tablo 14. *Anova Analizi Sonuçları*

	Kareler toplamı	DF	Ortalama kare	F	Sig.
	332,215	1	332,215	30,929	0,000 ^b
Artık	1074,109	100	10,741		
Toplam	1406,324	101			

a.Bağımlı değişken: 4.sınıf KPE başarı testi

b.Tahmin edici (sabit): 3.sınıf E4B1 başarı testi

Anova tablosu kurulan regresyon modelin istatistiksel olarak anlamlılığını gösterir. F değerine karşılık gelen p anlamlılık değeri (0,000), anlamlılık düzeyi olan 0,001 değerinden küçük olduğu için kurulan modelin anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu durum kurulan modelin tahmin için ya da nedenselliğin araştırılmasında kullanılabileceğini göstermektedir. Bu aşamadan sonra bağımlı ve bağımsız değişken arasındaki ilişkinin gücünü gösterecek diğer göstergelerin incelenmesine geçilmiştir.

Tablo 15. 3. Sınıf E4B1 ve 4. Sınıf KPE Yazılı Sınavı İlişkisi

R	R²	Düzeltilmiş R²	Tahminin Standart Hatası
0,486 ^a	0,236	0,229	3,27736

a.Tahmin edici: 3. sınıf E4B1 başarı testi

b.Bağımlı değişken: 4. sınıf KPE başarı testi

Bu tablo modelin özetini sunmaktadır. Bağımsız değişkenin “3. sınıf E4B1 başarı testi” ve Bağımlı değişkenin “4. sınıf KPE başarı testi” olduğu basit doğrusal regresyon modelimizde, bu iki değişken arasındaki ilişkiyi gösteren korelasyon katsayısını (R) göstermektedir. R değeri 0 ile 1 arasında bir değer almaktadır. R değerinin 0,486 olması iki değişken arasındaki ilişkinin beklenen düzeyde olduğunu gösterir. Başka bir deyişle Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 4. sınıf KPE başarı testinin sonuçlarında, 3. sınıf E4B1 başarı testinin bir etkisi olduğu görülmektedir.

Tablo 16. Kat Sayılar Tablosu

Model	Standardize Edilmemiş Katsayılar		Standardize Katsayılar	t	Sig.
	B	Std. Hata	Beta		
Sabit	11,527	1,968		5,857	0
3.sınıf E4B1 başarı testi	0,464	0,083	0,486	5,561	0

a.Bağımlı değişken: 4. sınıf KPE başarı testi

$Y_{(4. \text{ sınıf KPE başarı testi})} = 11,527 + 0,464(X_{(3. \text{ sınıf E4B1 başarı testi})})$ regresyon modelindeki katsayıların anlamlı olduğunu göstermektedir. Ayrıca elde edilen regresyon denkleminde görüldüğü üzere 3. sınıf E4B1 başarı testinin kat sayı işareti pozitiftir. Kullanılan 3. sınıf E4B1 başarı testi değişkeni dikkate alındığında bu durum, Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 4. sınıf KPE başarı testi puanını artıracak şekilde açıklanabilir. Sonuç olarak Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 3. sınıf E4B1 başarı testi, 4. sınıf KPE başarı testini yordamaktadır.

BÖLÜM V

SONUÇ VE ÖNERİLER

Son yıllarda ülkemizde, özellikle sağlık alanında kullanımı artan Rasch model analizinin, dünyada pek çok kullanım alanı olduğunu görmek mümkündür. Uluslararası yayınlarda psikolojiden eğitime, sosyolojiden zoolojiye kadar birçok farklı uzmanlık alanlarında kullanım örnekleri bulunmaktadır. Otomotiv sanayinde kullanılan kişisel gelişim ölçeklerinin değerlendirilmesinden (Sharif, Hanapi, Nashir, Kob ve Abdullah, 2019), mera toprağının verimliliğini objektif bir modele ve coğrafi tekniklere dayanarak tahmin edip, haritalanmasına (Moral, Rebollo ve Serrano, 2019) kadar birçok farklı araştırma örnekler ile alanyazına katkı sağlayan araştırmalar mevcuttur.

Ülkemizde ise daha çok sağlık alanında, hastalara uygun tedavi verebilmek için kullanılan ölçeklerin geliştirilmesi ve uyarlanmasına dair örnekleri bulunmaktadır. Alanyazına başarı testleri olarak bakıldığında da ülkemizdeki örneklerin sayısı artmaya devam etmektedir. Örneğin; yüksek öğrenim öğrenci seçme ve yerleştirme sınavlarında kullanılan ölçeklerin içindeki alt testlerin hazırlanmasında, Rasch modelinden yararlanılmasının sağlayabileceği katkıları ortaya koymayı amaçlayan bir çalışma da yapılmıştır. Çalışmada, Rasch modelinden yararlanmanın güvenilirlik ve geçerliğe sağlayabileceği katkılar üzerinde durulmuştur. Güvenirliğe katkıları belirlemek için, Rasch yeterlik ölçülerinin standart hatası ile ölçmenin standart hataları karşılaştırılmıştır. Yordama geçerliğine katkıları belirlemek için de Rasch yeterlik ölçülerinin ÖYS puanlarını yordama gücü, ÖSS ham puanlarının yordama gücü ile karşılaştırılmış ve bulgulara yönelik öneriler sunulmuştur. (Berberoğlu, 1988).

Bu çalışmayla tıp fakültesi örneklemini üzerinden başarı testlerini inceleyerek, alanyazına farklı bir örnekleme katkı sağlanmaya çalışılmıştır. Yapılan çalışmada, Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi verileri kullanılmış olduğundan, tıp eğitimi başarı testleri ile Rasch analizinin tüm varsayımlarının araştırılmıştır. Bu sayede ölçeklerin tüm psikometrik özellikleri incelenmiştir. Ölçeklerin geliştirilmesinde ya da madde bankalarının oluşturulmasında Rasch modelin kullanılmasının, yetenek düzeyine göre sınav hazırlanması istendiğinde zaman tasarrufu sağlayacağı düşünülmektedir. 2013

yılında yapılan bir çalışmada (Aytuğ Koşan, 2013), bazı tıp fakültelerinde uygulanan ve yapılan süreci değerlendiren gelişim sınavları, Rasch model analizi ile incelenmiştir. Rasch yöntemi ile gelişim sınavı için uygun bir soru bankası hazırlanabileceği ve bu soru bankası kullanılarak Bilgisayar Uyarlamalı Test yöntemiyle güvenilir sonuçlar elde edilebileceği belirtilmiştir. Bu çalışmada da Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 3. ve 4. sınıf verilerinin Rasch modele oldukça iyi uyum gösterdiği sonucuna varılmıştır. Bununla birlikte, her iki başarı testinin de tüm varsayımlarının incelenmesi sayesinde, tüm psikometrik özelliklerin karşılandığını söylemek mümkündür. İncelenen prelinik dönemin, klinik eğitim dönemini yordadığı sonucu da, seçilen testlerle ilgili pozitif ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır.

5.1. Alan Uygulayıcıları ve Araştırmacılarına Yönelik Öneriler

- Başarı testlerinin psikometrik özellikleri incelenirken Rasch model ile analiz yapılması birçok avantaj sağlamaktadır. Rasch analizi bir bütün, kuram olarak incelemeye olanak sunar. Tek bir analiz ile, bir bütünlük içerisinde, modele uyumlu bir şekilde analiz edilmesi mümkündür. KTT'nin bir analiz ile yapamadığı DIF analizi, yerel bağımsızlık, tek boyutluluk analizlerini, bir model bütünlüğü içerisinde analiz edebilmeyi sağlamaktadır. Örneğin madde güçlüğü için kullanılan programla, faktör analizinin yapıldığı programın birbirinden farklı olması iş yüküne neden olabilmektedir. Ayrıca ekonomik ve kullanışlı olması ile birlikte zaman tasarrufu sağlaması açısından da Rasch modelin KTT'ye oranla daha avantajlı olduğunu söyleyebiliriz.
- Elde edilen bulgularda, KTT'den farklı olarak, Rasch model ile diğer blok ve staj blok sınavları arasında da inceleme yapılması önerilebilmektedir.
- Örneklem büyütülerek, sonuçların Rasch model ile uyumlu olduğu durumda, Rasch analizi ile madde bankaları oluşturulabilir ve iş gücünden tasarruf edilebilmesi mümkün olabilir.
- Rasch analizinin kuramsal çerçeve bölümünde bahsedilen çoklu modelleri sayesinde de, öğrenci geri bildirim ölçekleri de analiz edilebilir.

KAYNAKÇA

- Acton, G. S. (2003). What Is Good About Rasch Measurement? *Rasch Measurement Transactions*, 16, 902-903.
- American Board of Medical Specialties (AMBS). (2019, Temmuz 1). American Board of Medical Specialties Web sitesi: <https://www.abms.org/board-certification/a-trusted-credential/based-on-core-competencies/> adresinden alındı
- Amin, Z., ve Eng, K. H. (2012). *Tıp Eğitiminin Temelleri*. (M. Yıldırım, ve K. Topal, Çev.) İstanbul: Nobel Kitabevleri.
- Anıl, D. (2014-2015). Tıp Eğitiminde Ölçme ve Değerlendirme. *SD (Sağlık Düşüncesi ve Tıp Kültürü) Dergisi*, 33.sayıda, sayfa 82-87.
- Ateş, F. S. (2015). Ölçeklerin Yapı Geçerliliğinin Değerlendirilmesinde Faktör Analizi Ve Rasch Analizi Yaklaşımları. *Yüksek Lisans Tezi*. Ankara: Ankara Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü.
- Atılğan, H., Kan, A., ve Doğan, N. (2014). *Eğitimde Ölçme Ve Değerlendirme*. Ankara: Anı Yayıncılık.
- Aybay, C., Erkin, G., Eltekin, A. H., Şirzai, H., ve Özel, S. (2007). ADL Assessment of Nondisabled Turkish Children with the WeeFIM Instrument. *American Journal of Physical Medicine ve Rehabilitation*, Vol.86 S:176.
- Aytuğ Koşan, A. M. (2013). Tıp Eğitiminde Gelişim Sınavı Soru Bankası Oluşturulması ve Benzetim Verileri ile Bilgisayar Uyarlamalı Test Uygulaması Doktora Tezi. Ankara: Ankara Üniversitesi.
- Baker, F. B. (2001). *The Basics Of Item Response Theory*. United States of America: ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation.
- Bardaglio, G., Settanni, M., Marasso, D., Musella, G., ve Ciairano, S. (2012). The Development and Rasch Calibration of a Scale to Measure Coordinative Motor Skills in Typically Developing Children. *Advances in Physical Education*, Vol.2 No.3.
- Baykul, Y. (2010). *Eğitimde Ve Psikolojide Ölçme: Klasik Test Teorisi ve Uygulaması*. Ankara: Pegem Akademi.
- Berberoğlu, G. (1988). Seçme Amacıyla Kullanılan Testlerde Rasch Modelinin Katkıları . *Doktora Tezi*. Ankara: Hacettepe Üniversitesi.
- Bond, T. G., ve Fox, C. M. (2015). *Applying the Rasch Model Fundamental Measurement in the Human Sciences*. New York and London: Routledge Taylor and Francis Group, Third Edition.
- Boone, W. J., ve Moltemeyer, A. (2017). *Rasch Analysis: A primer for school psychology researchers and practitioners*. www.CogentOA.com: <https://doi.org/10.1080/2331186x.2017.1416898> adresinden alındı

- Boone, W. J., Staver, J. R., ve Yale, M. S. (2013). *Rasch Analysis in the Human Sciences*. New York : Springer.
- Chang, K.-C., Wang, J.-D., Tang, H.-P., Cheng, C.-M., ve Lin, C.-Y. (2014). Psychometric evaluation, using Rasch analysis, of the WHOQOL-BREF in heroin-dependent people undergoing methadone maintenance treatment: further item validation. *Health and Quality Of Life Outcomes*, 12:148 1-9.
- Christensen, K. B., Kreiner, S., ve Mesbah, M. (2013). *Rasch Models in Health*. London and Hoboken: Great Britain and the United States by ISTE Ltd and John Wiley ve Sons, Inc.
- Chung, W. W. (2010). *Recent Developments in Measurement*. Hong Kong: The Hong Kong Institute of Education.
- Crocker, L., ve Algina, J. (1986). *Introduction to Classical and Modern Test Theory*. United States Of America: Holt, Rine hart and Winston, Inc.
- Dadaş, Ö. F. (2018). Sırasız Eşik Değerlerinin Birleştirilmesinde Farklı Stratejilerin Rasch Modeline Uyum Üzerindeki Etkisi. *Yüksek Lisans Tezi*. İzmir: Ege Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü.
- Doğanay Erdoğan, B. (2012, Ankara). Çoklu Atama Yöntemlerinin Rasch Modelleri İçin Performansının Benzetim Çalışması ile İncelenmesi. *Doktora Tezi*. Ankara Üniversitesi, Biyoistatistik Anabilim Dalı.
- Duncan, W. P., Bode, R., Lai, M. S., ve Perera, S. (2003). Rasch analysis of a new stroke-specific outcome scale: the Stroke Impact Scale. *Physical Medical Rehabilitation Archives*, 84(7):950-963.
- Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 1. 2. ve 3. Sınıflar İçin Öğrenci Kılavuzu. (2011).
- Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi 4. ve 5. Sınıf Staj Blokları Kılavuzu. (2015, 8 18). Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi Web Sitesi: https://med.ege.edu.tr/files/med/icerik/4-5_KILAVUZ-WEB-21_8_2015.pdf adresinden alındı
- Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi Öğretim Yılı Rehberi ve Ders Programları. (2009-2010, 2014-2015). İzmir: Ege Üniversitesi.
- Elhan, A. H. (2002). Rasch Analizinin İncelenmesi ve Fiziksel Tıp ve Rehabilitasyon Alanında Bir Uygulama. *Doktora Tezi*. Ankara: Ankara Üniversitesi.
- Elhan, A. H., ve Atakurt, Y. (2005). Ölçeklerin Değerlendirilmesinde Niçin Rasch Analizi Kullanılmalı? *Ankara Üniversitesi Tıp Fakültesi Mecmuası*, 58, 47-50.
- Epstein, R. M., ve Hundert, E. M. (2002). Defining and Assessing Professional Competence. *JAMA*, 287; 226-235.
- Ertürk, S. (1998). *Eğitimde Program Geliştirme (10. Baskı)*. Ankara: Meteksan A. Ş.
- Fisher, W. P. (2010). IRT and confusion about Rasch measurement. *Rasch Measurement Transactions* 24, 1288.

- Glkaya, D. (2018). Rasch Analizi ve Uygulaması. *Yksek Lisans Tezi*. Sleyman Demirel niversitesi.
- Kaskatı, O. T. (2011). Rasch Modelleri Kullanarak Romatoid Artrit Hastaları zrllk Deęerlendirimi iin Bilgisayar Uyarlamalı Test Ynteminin Geliştirilmesi. *Doktora Tezi*. Ankara niversitesi.
- Lin, C.-Y., ve Pakpour, A. H. (2017). Using Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS) on patients with epilepsy: Confirmatory factor analysis and Rasch models. *Seizure*, 42-46.
- Linacre, J. M. (2007). *A user's guide to WINSTEPS Rasch-model computer programs*. Chicago, Illinois: MESA Press.
- Linacre, J. M., ve Wright, B. (1994). Dichotomous Infit and Outfit Mean-Square Fit Statistics. *Rasch Measurement Transactions*, 8:2 360.
- Linacre, J. M., Heinemann, A. W., Wright, B. D., Granger, C. V., ve Hamilton, B. B. (1994). The Structure And Stability of The Functional Independence Measure. *Arch Phys Med Rehabil*, 75:2 127-132.
- Maat, S. M., ve Rosli, M. K. (2016). The Rasch Model Analysis for Statistical Anxiety Rating Scale (STARS). *Scientific Research Publishing*, 2820-2828.
- MacDonald, P., ve Paunonen, S. V. (2002). A Monte Carlo comparison of item and person statistics based on item response theory versus classical test theory. *Educational and Psychological Measurement*, 62, 921-943.
- Miller, G. E. (1990). The assessment of clinical skills / competence / performance. *Academic Medicine*, 65; 63-67.
- Moral, F. J., Rebollo, F., ve Serrano, J. R. (2019). Estimating and mapping pasture soil fertility in a Portuguese mantodo based on a objective model and geostatistical techniques. *Computers an Electronics Agriculture*, 500-508 Vo:157.
- Muhamad , S. S., Hanapi, Z., Nashir, I. M., Kob, C. C., ve Abdullah, A. S. (2019). Construct Validity and Reliability of Manufacturing Industry: A Rasch Measurement Model Approaches for Pilot Study. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences* , Vol. 9, No. 3, S.654-665.
- ztuna, D. (2008). Kas İskelet Sistemi Sorunlarının zrllk Deęerlendiriminde Bilgisayar Uyarlamalı Test Ynteminin Uygulanması. *Doktora Tezi*. Ankara: Ankara niversitesi Saęlık Bilimleri Enstits.
- Pallant, J. F., Miller, R. L., ve Tennant, A. (2006). Evaluation of the Edinburgh Post Natal Depression Scale using Rasch analysis. *BMC Psychiatry*, 6, 28.
- Rasch, G. (1980). *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests (Expanded ed.)*. Chicago: University of Chicago Press.


- Repo, J., Tukiainen, E., Roine, R. P., Sampo, M., Sandelin, H., ve Hakkinen, A. H. (2018). Rasch analysis of the Lower Extremity Functional Scale for foot and ankle patients. *Disability and Rehabilitation*, 1-7.
- Riazi , A., Aspden, T., ve Jones, F. (2014). Stroke Self-Efficacy Questionnaire: A Rasch-Refined Measure of Confidence Post Stroke. *J Rehabil Med* 4, 30-36 Vol;46.
- Sharif, M. S., Hanapi, Z., Nashir, I. M., Kob, C. C., ve Abdullah, A. S. (2019). Construct Validity and Reliability of Manufacturing Industry: A Rasch Measurement Model Approaches for Pilot Study. *International Academic Research In Business ve Social Sciences*, 654-665 Vol.9 No.3.
- Smith, R. M., Linacre, J., ve Smith, E. (2003). Guidelines for Manuscripts. *Journal of Applied Measurement*, 198-204.
- Sumintono, B. (2017). Rasch Model Measurement as Tools in Assessment for Learning. *International Conference on Education Innovation*. Surabaya, Indonesia: Malaya Universiti, Kuala Lumpur .
- Tekin, H. (2002). *Egitimde lme ve Değerlendirme*. Ankara: Yargı Yayıncılık.
- Tennant, A., ve Conaghan, G. P. (2007). The Rasch Measurement Model in Rheumatology: What Is It and Why Use It? When Should It Be Applied, and What Should One Look for in a Rasch Paper? *Arthritis ve Rheumatism (Arthritis Care ve Research)*, 57; 1358-1362.
- Tennant, A., ve Pallant, J. F. (2007). An introduction to the Rasch measurement model: An example using the Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS). *The British Psychological Society*, 46, 1-18.
- Tennant, A., McKenna, S. P., ve Hagell, P. (2004). Application of Rasch Analysis in the Development and Application of Quality of Life Instruments. *Value in Health*, Vol 7; Supplement I, S:22-26.
- Turgut, M. F. (1977). *Egitimde lme ve Değerlendirme Metodları*. Ankara: Nve Matbaası.
- Turgut, M. F., ve Baykul, Y. (2014). *Eğitimde lme Ve Değerlendirme*. Ankara: Pegem Akademi.
- Wright, B. D., ve Masters, G. N. (1982). *Rating Scale Analysis* . Chicago: Mesa Press.
- Wright, B., ve Stone, M. (1999). *Measurement Essentials (2nd Edition)*. Wilmington, DE: WIDE RANGE, INC.
- Yüksel, S. (2012). leklerde Saptanan Madde İşlev Farklılığının Karma Rasch Modelleri İle İncelenmesi. *Doktora Tezi*. Ankara: Ankara Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü.

Zehirlioglu, L., ve Mert, H. (2019). Validity and reliability of the Heart Disease Fact Questionnaire (HDFQ): a Rasch measurement model approach. *Primary Care Diabetes, 7*.





EKLER

Ek 1. Ege Üniversitesi Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Kurulu Karar Belgesi

 **EGE ÜNİVERSİTESİ BİLİMSEL ARAŞTIRMA VE YAYIN ETİĞİ KURULU**
KARAR BELGESİ
(Araştırma Dosyası)


ARAŞTIRMACININ ADI SOYADI / KURUMU	Hayriye Candan ÇİÇEKÇİ / Sosyal Bilimler Enstitüsü	
DANIŞMANIN ADI SOYADI / KURUMU	Doç.Dr.Tuncay ÖĞRETMEN / Eğitim Fakültesi	
ARAŞTIRMANIN TÜRÜ	<input checked="" type="checkbox"/> Yüksek Lisans Tezi <input type="checkbox"/> Araştırma Projesi <input type="checkbox"/> Doktora Tezi <input type="checkbox"/> Diğer	
ARAŞTIRMANIN BAŞLIĞI	Tıp Eğitiminde Klinik Öncesi Eğitim Dönemi ve Klinik Eğitim Dönemi Testlerinin Psikometrik Özelliklerinin İncelenmesi: Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi Örneği	
BİLİRKİŞİ GÖRÜŞÜ	YOK	
KARARIN ALINDIĞI TOPLANTI TARİHİ	19.10.2015	
TOPLANTI / KARAR SAYISI	08 / 08	PROTOKOL NO: 49-2015
KARAR	Araştırma, toplantıya katılan üyelerin OYBİRLİĞİ ile etik açıdan uygun bulunmuştur.	

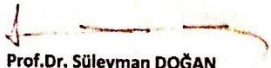

Prof.Dr. Semih ÖTLEŞ
Kurul Başkanı



Prof.Dr. Ayfer KARADAKOVAN
Kurul Üyesi


(Toplantıya katılmadı)
Prof.Dr. Ersin DOĞER
Kurul Üyesi

(Toplantıya katılmadı)
Prof.Dr. Neşe KUMRAL
Kurul Üyesi



Prof.Dr. Sema İŞİSAĞ ÜÇÜNCÜ
Kurul Üyesi


Prof.Dr. Süleyman DOĞAN
Kurul Başkan Yardımcısı


Prof.Dr. Şebnem TAVMAN
Kurul Üyesi


Prof.Dr. Süha Süreyya ÖZBEK
Kurul Üyesi

(Toplantıya katılmadı)
Prof.Dr. Muzaffer TOSUN
Kurul Üyesi

ASLI 

Prof. Dr. Sema İŞİSAĞ ÜÇÜNCÜ
Ege Üniversitesi
Eğilim ve Öğretim Fakültesi
Eğilim ve Öğretim Şube Md.

Ek 2. Ege Üniversitesi Rektörlüğü Etik Kurul Başvuru Sonucu



T.C.
EGE ÜNİVERSİTESİ REKTÖRLÜĞÜ
Personel Daire Başkanlığı

22 Ekim 2015

Sayı : 92112210.900 - 0.25 - 15090 - 17829
Konu : Etik Kurul Başvurusu Sonucu

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

İlgi: 08.10.2015 tarih ve 6596 sayılı yazınız.

Enstitünüz Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı yüksek lisans öğrencisi Hayriye Candan ÇIÇEKÇİ'nin, Doç.Dr.Tuncay ÖĞRETMEN danışmanlığında yürüteceği "Tıp Eğitiminde Klinik Öncesi Eğitim Dönemi ve Klinik Eğitim Dönemi Testlerinin Psikometrik Özelliklerinin İncelenmesi: Ege Üniversitesi Tıp Fakültesi Örneği" başlıklı araştırmaya ilişkin yapılan başvuru (protokol no; 49-2015) Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Kurulu'nun 19.10.2015 tarihli toplantısında, aşağıda isimleri geçen kurul üyeleri tarafından Yönerge çerçevesinde değerlendirilmiştir. Araştırma, Kurula katılan üyelerin OYBİRLİĞİ ile etik açıdan uygun bulunmuştur.

Bilgilerinizi ve gereğini rica ederim.

Prof.Dr.Candegir YILMAZ
Rektör

Kurul Üyeleri
Prof.Dr.Semih ÖTLEŞ (Başkan)
Prof.Dr.Süleyman DOĞAN (Başkan Yardımcısı)
Prof.Dr.Ayfer KARADAKOVAN (Üye)
Prof.Dr.Ersin DOĞER (Üye)
Prof.Dr.Süha Süreyya ÖZBEK (Üye)
Prof.Dr.Şebnem TAVMAN (Üye)
Prof.Dr.Neşe KUMRAL (Üye)
Prof.Dr.Sema İŞİSAĞ ÜÇÜNCÜ (Üye)
Prof.Dr.Muzaffer TOSUN (Üye)

Ek: Karar belgesi

26 Ekim 2015

Ege Üniversitesi Rektörlüğü Personel Daire Başkanlığı Gençlik Cad.No:12 35040 Bornova/İZMİR
Tel: (0232) 3881070 Faks: (0232) 3881075
e-posta: bengi.ayaz.nurgun@ege.edu.tr internet adresi: www.personeldb.ege.edu.tr

Bilgi için: Bengi AYAZ NURGÜN
Memur
Tel:(0232) 311 2117

ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı: Hayriye Candan ÇİÇEKÇİ

Doğum Yeri ve Tarihi: İZMİR, 26.01.1984

Uyruğu: T.C.

Cinsiyet: Kadın

İletişim: cicekcicandan@gmail.com

EĞİTİM BİLGİLERİ

2014-2019 Yüksek Lisans - Ege Üniversitesi

Eğitim Fakültesi, Eğitim Bilimleri Enstitüsü

Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı-Ölçme ve Değerlendirme Yüksek Lisans Programı

2002-2006 Lisans - Muğla Üniversitesi

Eğitim Fakültesi - Sınıf Öğretmenliği Programı

1998-2002 Lise- Turgutlu Anadolu Lisesi