TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ANKARA ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

# KAYIP VERİ PROBLEMİ VE FARKLI DEĞER ATAMA YAKLAŞIMLARININ WHODAS-2.0 ÖLÇEĞİNİN PSİKOMETRİK ÖZELLİKLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN İNCELENMESİ

**Duygu SIDDIKOĞLU**

**BİYOİSTATİSTİK ANABİLİM DALI**

**DOKTORA TEZİ**

**DANIŞMAN**

**Doç. Dr. Beyza DOĞANAY ERDOĞAN**

**ANKARA**

**2019**

**TÜRKİYE CUMHURİYETİ**
**ANKARA ÜNİVERSİTESİ**
**SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

# KAYIP VERİ PROBLEMİ VE FARKLI DEĞER ATAMA YAKLAŞIMLARININ WHODAS-2.0 ÖLÇEĞİNİN PSİKOMETRİK ÖZELLİKLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN İNCELENMESİ

**Duygu SIDDIKOĞLU**

**BİYOİSTATİSTİK ANABİLİM DALI**
**DOKTORA TEZİ**

**DANIŞMAN**

**Doç. Dr. Beyza DOĞANAY ERDOĞAN**

**ANKARA**

**2019**

**Etik Beyan**

Ankara Üniversitesi

Sağlık Bilimleri Enstitüsü Müdürlüğü'ne,

Doktora tezi olarak hazırlayıp sunduğum "Kayıp veri problemi ve farklı değer atama yaklaşımlarının WHODAS-2.0 ölçeğinin psikometrik özellikleri üzerindeki etkisinin incelenmesi" başlıklı tez; bilimsel ahlak ve değerlere uygun olarak tarafımdan yazılmıştır. Tezimin fikir/hipotezi tümüyle tez danışmanım ve bana aittir. Tezde yer alan deneysel çalışma/araştırma tarafımdan yapılmış olup, tüm cümleler, yorumlar bana aittir.

Yukarıda belirtilen hususların doğruluğunu beyan ederim.

Öğrencinin Adı Soyadı: Duygu SIDDIKOĞLU

Tarih: 02.08. 2019

İmza:

# İÇİNDEKİLER


Etik Beyan ii
Kabul ve Onay iii
İçindekiler iv
Önsöz vii
Simgeler ve Kısaltmalar viii
Şekiller ix
Çizelgeler x
**1. GİRİŞ 1**
1.1 Dünya Sağlık Örgütü Engellilik Değerlendirme Çizelgesi 2.0 (WHODAS 2.0) 4
1.2 Araştırmanın Konusu 8
1.3 Kayıp Veri Taksonomisi 8
1.4 Kayıp Veri Mekanizması 9
1.4.1 Tamamen Rasgele Kayıp (TRK) 9
1.4.2 Rasgele Kayıp (RK) 10
1.4.3 Rasgele Olmayan Kayıp (ROK) 10
1.5 Kayıp Veriler İçin Geliştirilen Çözüm Ve Atama Teknikleri 11
1.5.1 Genel Yaklaşımlar 11
1.5.2. Madde Yanıt Teorisine Özel Yaklaşımlar 13
1.5.2.1 Madde Yanıt Fonksiyonu ile Değer Atama 13
1.5.2 Test Eşitleme (Anchoring) Yöntemi 17
1.6 Rasch Modelleri 19
1.6.1 Kısmı Kredi Modeli 20
1.7 Psikometrik Özelliklerin Değerlendirilmesi 23
1.8 İlgili Araştırmalar 24
1.8.1 İlgili Araştırmaların Bulguları 25
**2. GEREÇ VE YÖNTEM 34**
2.1. Gerçek Veri Seti 34
2.2. Benzetim Çalışması 35
2.2.1. Verilerin Türetilmesi 35
2.2.2. Kişilere ait incelenen özellik düzeyinin belirlenmesi 36
2.2.3. Madde parametrelerinin belirlenmesi 36

2.2.4. Kayıp Verilerin Oluşturulması 38
2.3. Rasch Analizi 41
2.4. Test Eşitleme (Anchoring) Yaklaşımı 41
2.5. Yanıt Fonksiyonu İle Değer Atama 42
2.6. Parametrelerin Birleştirilmesi ve Değerlendirme Kriterleri 42
**3. BULGULAR 44**
3.1. Gerçek Veri Seti Bulguları 44
3.2. Benzetim Çalışması Bulguları 48
3.2.1. Kayıp Veri Durumunda Kişi Parametre Kestirimlerine İlişkin Bulgular 49
3.2.2. Test Eşitleme Yöntemi İle Analiz Edildiğinde Kişi Parametre Kestirimlerine İlişkin Bulgular 56
3.2.3. Yanıt Fonksiyonu İle Değer Atandığında Kişi Parametre Kestirimlerine İlişkin Bulgular 65
**4. TARTIŞMA 71**
**5. SONUÇ VE ÖNERİLER 76**
**ÖZET 78**
**SUMMARY 79**
**KAYNAKLAR 80**
**EKLER 88**
Ek-1. Etik raporu 88
Ek-2. Dünya Sağlık Örgütü Engellilik Değerlendirme Çizelgesi 2.0 90
Ek-3. Literatürde taranan WHODAS 2.0 uygulanan çalışmalara ilişkin kontrol çizilgesi 93
Ek-4. Veri türetmek için kullanılan datagen(ns,ni,t,beta,teta) fonksiyonu 97
Ek-5. Yanıt fonksiyonu kullanılarak değer atama yapmak için kullanılan rf(x) fonksiyonu 97
Ek-6. Benzetim verisi üretimi için örnek R kodları 97
A) Gerçek veri setinden Partial Credit Model (PCM) Kullanarak madde parametrelerini oluşturmak 97
B) Veri türetme 98
C) Kayıp veri oluşturma 98
D) RK mekanizmasında Kayıp veri oluşturma 98
E) Tam veri ve Kayıp veri içeren veri setlerinde PCM ile analizi, kişi ve madde parametrelerini elde etme 98
F) YF fonksiyonluyla kayıp veri setine değer atama. 98
G) Test eşitleme yaklaşımı ile kayıp veri analizi 98

H) Simülasyon sonrası Teta için yanlılık ve Hata Kareler Ortalaması 98
I) Simülasyon sonrası BAI ve Cronbach alfa değerleri 100
J) Simülasyon sonrası uyum istatistikleri 101
**ÖZGEÇMİŞ** **102**

# ÖNSÖZ

Kayıp veri problemi ve farklı değer atama yaklaşımlarının WHODAS-2.0 ölçeğinin psikometrik özellikleri üzerindeki etkisinin incelenmesi amacıyla gerçekleştirilen bu çalışmanın yürütülmesinde, desteğini esirgemeyen, çalışmamı görüş ve önerileriyle yönlendiren değerli danışmanım Doç.Dr. Beyza DOĞANAY ERDOĞAN'a,

Çalışma boyunca sunduğu öneriler, paylaştığı bilgi ve görüşlerinden dolayı desteklerini her zaman hissettiğim değerli hocalarım Prof.Dr. Şehim KUTLAY'a ve Doç. Dr. Derya GÖKMEN'e,

Doktora eğitimim ve tez çalışması süresince ilgisini, bilgi ve desteğini esirgemeyen Ankara Üniversitesi Tıp Fakültesi Biyoistatistik Anabilim Dalı hocalarıma,

Tüm Ankara Üniversitesi Tıp Fakültesi Biyoistatistik Anabilim Dalı çalışma arkadaşlarıma,

Hem akademik hem de manevi anlamda desteğini her zaman hissettiğim, kendimi geliştirmemde büyük katkıları olan değerli hocam Prof.Dr. Zeliha Nazan ALPARSLAN'a,

Bu uzun ve meşakkatli yol boyunca karşılaştığım zorlukların üstesinden gelmemde maddi ve manevi desteklerini hiçbir zaman esirgemeyen, sevgi ve ilgilerini her zaman hissettiğim annem Filiz BATMAZOĞLU'na, anneannem Yüksel BATMAZOĞLU'na ve dedem Sadettin BATMAZOĞLU'na,

Eğitim hayatım boyunca bana karşı gösterdikleri sabır ve anlayış için tüm aileme ve dostlarıma teşekkür ederim.

# SİMGELER VE KISALTMALAR

| | |
|---|---|
| WHODAS 2.0 | World Health Organization Disability Assesment Schedule 2.0<br>Dünya Sağlık Örgütü Engellilik Değerlendirme Çizelgesi 2.0 |
| DSÖ | Dünya Sağlık Örgütü |
| ICF | The International Classification of Functioning, Disability and Health - Uluslararası İşlevsellik, Engellilik ve Sağlık Sınıflandırması |
| DAS 1,2,3,4,5,6 | Engellilik Değerlendirme Çizelgesi alt başlıkları |
| HÖS | Hasta Özbildirim Sonuçları |
| TRK | Tamamen Rasgele Kayıp |
| ROK | Rasgele Olmayan Kayıp |
| RK | Rasgele Kayıp |
| MYF | Madde Yanıt Fonksiyonu |
| YF | Yanıt Fonksiyonu |
| RM | Rasch Modeli |
| KKM | Kısmi Kredi Modeli |
| MYT | Madde Yanıt Teorisi |
| MC | Monte Carlo |
| TAM | Test Analysis Module |
| TV | Tam Veri |
| KVO | Kayıp Veri Oranı |
| BAİ | Birey Ayırsama İndeksi |

# ŞEKİLLER

Şekil 1.1 Çok sonuçlu puanlamaya sahip bir madde için madde karakteristik eğrileri 22
Şekil 3.1 Bel ağrılı hastalarda görülen kayıp veri örüntüsü oran ve dağılımı 44
Şekil 3.2 Gerçek veri setine ilişkin kişi ve madde parametreleri cetveli 46
Şekil 3.3 Tam veriden ve kayıp veri setlerinden bulunan teta kestirimleri ile gerçek teta değerleri arasındaki saçılım grafiği 49
Şekil 3.4 İş/okul yaşamı maddelerinin hariç tutulmasına ilişkin teta kestirimlerinin saçılım grafiği 50
Şekil 3.5 Kişi parametrelerine ilişkin yanlılığın kutu grafiği 51
Şekil 3.6 Eksik veri setlerinde yanlılığın gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği 52
Şekil 3.7 Hata kareler ortalamasının kayıp durumunda veri setlerinde gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği 53
Şekil 3.8 Kayıp durumunda veri setlerinde veri setlerinde Birey Ayırsama İndeksine ilişkin kutu grafiği 53
Şekil 3.9 Kayıp durumunda veri setlerinde veri setlerinde Cronbach alfa katsayısına ilişkin kutu grafiği 54
Şekil 3.10 Tam veride ve kayıp veri setlerinden bulunan standardize uyum istatistiklerinin (infit standardize t istatistiği) kutu grafiği 55
Şekil 3.11 Tam veride ve kayıp veri setlerinden bulunan standardize uyum istatistiklerinin (outfit standardize t istatistiği) kutu grafiği 56
Şekil 3.12 Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerine ilişkin teta kestirimlerinin saçılım grafiği 58
Şekil 3.13 Kişi parametrelerine ilişkin yanlılığın kutu grafiği 59
Şekil 3.14 32 madde ile sabitlenen test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde yanlılığın gerçek teta değerleri ile saçılım grafiği 59
Şekil 3.15 DAS5 maddeleri ile sabitlenen test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde yanlılığın gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği 60
Şekil 3.16 Hata kareler ortalamasının 32 ankor maddesi ile değer atandığında gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği 61

Şekil 3.17 Hata kareler ortalamasının 5 ankor maddesi ile değer atandığında gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği 61
Şekil 3.18 Birey ayırsama indeksine ilişkin kutu grafiği 62
Şekil 3.19 Cronbach alfa katsayısına ilişkin kutu grafiği 63
Şekil 3.20 Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde standardize uyum istatistiklerinin (infit standardize t istatistiği) kutu grafiği 63
Şekil 3.21 Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde standardize uyum istatistiklerinin (outfit standardize t istatistiği) kutu grafiği 64
Şekil 3.22 YF ile değer atanmasına ilişkin teta kestirimlerinin saçılım grafiği 65
Şekil 3.23 YF ile tamamlanan veri setlerinde kişi parametrelerine ilişkin yanlılığın kutu grafiği 66
Şekil 3.24 YF ile değer atanan veri setlerinde yanlılığın gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği 66
Şekil 3.25 YF ile değer atanan veri setlerinde hata kareleri ortalamasının gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği 67
Şekil 3.26 YF ile tamamlanan veri setlerinde Birey Ayırsama İndeksine ilişkin kutu grafiği 68
Şekil 3.27 Cronbach alfa katsayısına ilişkin kutu grafiği 68
Şekil 3.28 YF yöntemi ile değer atanan veri setlerinde standardize uyum istatistiklerinin (infit standardize t istatistiği) kutu grafiği 69
Şekil 3.29 YF yöntemi ile değer atanan veri setlerinde standardize uyum istatistiklerinin (outfit standardize t istatistiği) kutu grafiği 69

# ÇİZELGELER

Çizelge 1.1 ICF'in yaşam kalitesini de içine alan biyopsikososyal modeli 3

Çizelge 1.2 Yayınların seçimi 26

Çizelge 1.3 Ölçeğin uygulanış şekline göre sıklık dağılımı 27

Çizelge 1.4 Kayıp veri oranı hesaplayan yayınların sıklık dağılımı 28

Çizelge 1.5 Uygulanan kayıp veri yaklaşımına göre yayınların sıklık dağılımı 30

Çizelge 1.6 Kayıp veri analizi uygulanan istatistiksel paket programa göre yayınların dağılımı 31

Çizelge 1.7 Ölçeğin psikometrik özellikleri incelemesine göre yayınların dağılımı 32

Çizelge 2.1 Veri türetmede kullanılan kişilere ait gerçek parametre değerleri 36

Çizelge 2.2 Veri türetmede kullanılan maddelere ilişkin parametreler 36

Çizelge 2.3 Gerçek veriye ilişkin kestirim değerleri ve %95 güven sınırları 39

Çizelge 3.1 Gerçek veri setinde sistematik kayıp gözlenen iki değişkene ilişkin çapraz tablo 45

Çizelge 3.2 Gerçek veri setine ilişkin madde parametreleri ve uyum istatistikleri 46

Çizelge 3.3 1000 MC tekrarı üzerinden gözlenen ortalama kayıp veri oranları 48

# 1. GİRİŞ

Ölçme, bir değişkeni nitelemek, incelenen örtük özellik ya da yetenek düzeyi hakkında değerlendirme yapmak için gözlem sonuçlarının sayılarla ifade edilmesidir. Ölçme işleminin, günlük hayatta ve bilim alanında önemli bir yeri vardır. Birçok bilim alanında belirlenen araştırma konusunda değişen dinamikleri anlamak ve değerlendirme yapmak için ölçme işleminde kullanılan ölçekler geliştirilmiştir. Klinik araştırmalarda ölçekler bir konuda doğrudan ölçüm yapılamayan örtük (latent) değişkenler hakkında uygun maddelerle bilgi toplamak için kullanılır.

Kayıp veri, bir çalışmanın başlangıcında elde edilmesi planlanan tüm ölçümlerin elde edilememesi sonucunda ortaya çıkar. Araştırma çok iyi planlanmış olsa bile uygulama sırasında birçok nedenle kayıp veri sorunu ile karşılaşılabilmektedir. Özellikle ölçek çalışmalarında veriler ölçeğin uygulandığı kişiler tarafından sağlandığı için, ölçekler yardımıyla toplanan verilerde kayıp verilerin ortaya çıkma olasılığı, gözlemcilerin bulunduğu diğer klinik çalışmalarla toplanan verilerde ortaya çıkma olasılığından daha yüksektir. Ölçeklerde kayıp veri gözlenmesi yanıtlayıcının soruyu yanıtlamaması, atlamış olması, yanıtlamak için bırakmış fakat unutmuş olması, uygun bir cevap bulamaması, soruya ilişkin bir fikri bulunmaması, utandığı ya da çekindiği için yanıt vermemiş olması veya yanıtlayıcının cevabının kayıt edilmemesi ya da uygun biçimde kodlanmaması gibi birçok nedenden kaynaklanabilir. Sonuçta bir veri setinin kayıp veri içermesi, veri setinde yer alan bazı değişkenlere ilişkin bilgilerin ya da gözlemlerin bulunmaması anlamına gelmektedir.

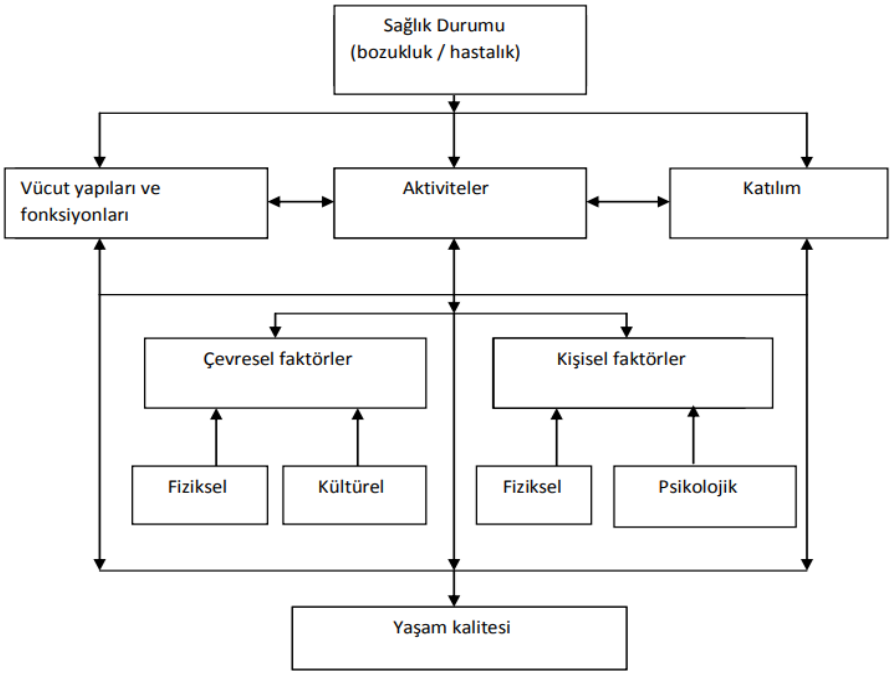
Kayıp veri gözlenmesi durumunda, tüm istatistiksel yöntemlerin temel varsayımı olan, üzerinde çalışılan örneklem veri setinin evreni temsil edebilirlik düzeyi konusunda kuşkular oluşmaktadır. Bu durumda veri setinden elde edilen istatistiksel kestirimlerde olası bir yanlılık, evren üzerine genellenebilirlik varsayımını olumsuz şekilde etkilemektedir. Örneklem veri seti, ‘seçkisizlik’ (randomizasyon) özelliğini kaybetmiş olur. Standart istatistiksel yöntemler ve paket

programlar eksiksiz veri setlerine yönelik yapılandırılmıştır. Tam bilgi gerektiren istatistiksel yöntemler, genellikle kayıp verilere yönelik herhangi bir çözüm içermemektedir. İstatistiksel analizler kayıp veri içeren veri setlerine kayıp veriler uygun şekilde ele alınmadığında yanlı tahminlerin elde edilmesine ve kesinliğin azalmasına sebep olur. Bunun sonucunda da hatalı yorumlar yapılmasına neden olabilmektedir. Bu yüzden araştırmacılar yıllardır kayıp veri probleminin üstesinden gelmek için kayıp veriyi gözardı etmek ya da kayıp verinin yerini uygun bir değerle doldurmak gibi yöntemlere başvurmuşlardır. Analizlerde kayıp verilerin uygun şekilde ele alınması büyük önem taşımaktadır. Kayıp veri çalışmaları, Rubin'in (1976) kayıp veri mekanizmalarına yönelik yaptığı sınıflamadan sonra artmaya başlamıştır. Dempster ve ark. (1977) önerdiği beklenti maksimizasyonu ve Rubin'in (1987) önerdiği çoklu atama yöntemleri analizlerde kayıp verilerin yol açabileceği sorunlara dikkat çekmenin yanı sıra bu sorunlarla başa çıkabilmeye yönelik temel yaklaşım ve yöntemleri de içermektedir. Ayrıca, Little ve Rubin'in (1987) yayınladığı "Kayıp Veriler ile İstatistiksel Analiz" adlı kitaptan sonra bu konu yeni bir araştırma alanı olarak ortaya çıkmıştır. Kayıp veri konusunda yöntemler geliştirilmeye devam etmektedir. Gelişen yazılımsal olanaklarla birlikte yoğun hesaplama işlemleri gerektiren bu yöntemler uygulamalarda sıklıkla kullanılmaya başlanmıştır. Kayıp veri yöntemlerine yönelik araştırmaların literatürde belli bir birikime ulaştığı görülmektedir. Bununla birlikte ölçeklerde kayıp veri sorunu, üzerinde daha az çalışılmış bir alandır. Türkiye'de ise konu ancak birkaç araştırmacının ilgisini çekmiş görünmektedir (Doğanay Erdoğan ve ark.,2013; Kalkan ve ark., 2018).

Sağlık alanında bireylerin günlük yaşam aktivitelerini ve toplumsal rollerini yerine getirmelerini etkileyen bir çok konuda çalışmalar yapılır. Günlük yaşama uyumun etkilenmesi ve bireyin topluma katılımının kısıtlanması sonucu yaşam kalitesi olumsuz olarak etkilenir. Tıbbi rehabilitasyonun amacı, hastaların toplumsal hayatta fonksiyonelliğini sürdürmek ve geliştirmek, bağımsızlık düzeyini ve dolayısıyla yaşam kalitesini artırmaktır. Tam olarak "hayatın içinde olma", "toplumsal olay ve durumlara dahil olma" olarak tanımlanabilen katılımın, yaşam kalitesini etkilemesi yönüyle, tedavi hedeflerini de belirleyecek şekilde

rehabilitasyon hizmetinin başlangıcında iyi bir değerlendirmeye ihtiyacı vardır. Dünya Sağlık Örgütü (DSÖ) bu bağlamda hastalık bileşenleri ve sonuçları ile ilgili koşulların sonuçlarını tanımlamak için Uluslararası İşlevsellik, Engellilik ve Sağlık Sınıflandırmasını (The International Classification of Functioning, Disability and Health, ICF) geliştirmiştir. Bu sınıflandırma sisteminde temel yapısal model iki bölümde yer alır: 1. Bölüm- İşlevsellik ve yetiyitimi 2. Bölüm -Bağlamsal faktörler (Çevresel ve kişisel faktörler). Birinci bölüm iki bileşene ayrılır: (1) vücut fonksiyonları ve yapıları; (2) aktivite ve katılım. Bu modele göre sağlık durumu hem bozuklukları (vücut fonksiyonunda veya önemli bir sapma veya kayıp gibi yapıda problemler) hem de aktivite sınırlamalarını ve katılım sınırlamasını içeren bir şemsiye terimdir (Dünya Sağlık Örgütü, International Classification of Functioning, Disability and Health, 2001). ICF'in yaşam kalitesini de içine alan biyopsikososyal modeli Çizelge 1.1'de verilmiştir. Bireylerin aktivite ve katılımlarını değerlendirmek üzere ICF'e dayalı değerlendirme ölçekleri geliştirilmiştir. İşlevselliği ve engelliliği değerlendirmek için DSÖ 1999 yılında, kavramsal olarak ICF çerçevesine dayanan Engellilik Değerlendirme Çizelgesi 2.0'yi (World Health Organization Disability Assesment Schedule – WHODAS 2.0) geliştirmiştir (Üstün ve ark., 2010).

**Çizelge 1.1** ICF'in yaşam kalitesini de içine alan biyopsikososyal modeli



## 1.1 Dünya Sağlık Örgütü Engellilik Değerlendirme Çizelgesi 2.0 (WHODAS-2.0)

WHODAS-2.0 herhangi bir hastalığa, duruma veya yaşa özgü olmayan, klinik değerlendirme ve araştırmalarda sık kullanılan jenerik bir yaşam kalitesi ölçeğidir. Sağlıkta yaşam kalitesini ilgilendiren geniş bir işlev kaybı ve rahatsızlık spektrumunu içerir. Bu yönü ile toplumun tümünde genel sağlık durumunu saptamada veya tüm hastalıklar ve girişimlerin sonuçlarını değerlendirmede kullanılabilir. WHODAS-2.0 planlama aşamasında, uluslararası kullanılabilirliği olan bir ölçek oluşturabilmek için farklı kültürlerde engelliliği tarif ederken kullanılan dil ve kavram farklılıklarını anlayabilmek amacıyla kültürlerarası uygulanabilirlik çalışması yapılmıştır. Türkiye'nin de dahil olduğu 15 ülkede yürütülen bu çalışma ile engellilik ile ilgili süreçlerin farklı kültürlerde ortak anlamlar olup olmadığı, eşik değerlerinin benzerlikleri, yol açtığı sonuçların benzer ve farklı yönleri araştırılmıştır. Kapsanan alanlar ve sorular bu bilgiler ışığında oluşturulmuştur (Üstün ve ark., 2010). WHODAS-2.0'de bireyin faaliyet düzeyinde ve topluma katılımında yaşadığı kısıtlılıkları tespit edebilmek amacıyla altı alandan 36 madde yer almaktadır. Bunlar,

1) Anlama ve iletişim kurma,
2) Hareket etme ve bir yerden bir yere gitme
3) Kendine bakım,
4) İnsan ilişkileri,
5)Yaşam faaliyetleri,
6) Toplumsal yaşama katılım

başlıkları altında toplanmıştır.

Birinci alan (DAS 1) (DAS, Engellilik Değerlendirme Çizelgesi alt boyutu), "anlama ve iletişim kurma" çevrenin farkında olabilme ile ilgili algısal ve bilişsel faaliyetleri, bilgiyi anlamak ve hatırlamayı ve gerektiği zaman kullanabilmeyi içermektedir. Tanıma, düşünme, hatırlama, dikkatini verebilme, öğrenme, planlama, iletişim kurabilme bu faaliyetler arasındadır. Bu alan çevrenin bilişsel olarak işlenmesini ifade etmektedir. İkinci alan (DAS 2), "hareket etme ve bir yerden bir

yere gitme", vücudun dengesini sağlayabilme, yürüyebilme, vücudu hareket ettirebilme gibi faaliyetleri içerir. Bu alandaki ciddi derecedeki bir kısıtlılık yatağa veya tekerlekli sandalyeye bağımlı olmak anlamına gelebilir. Üçüncü alan (DAS 3), "kendine bakım", banyo yapma, beslenme, giyinme, yalnız kalabilme gibi faaliyetleri içermektedir. Dördüncü alan (DAS 4), "insan ilişkileri" sosyal ortamlara girebilmek, ilişkileri başlatabilmek ve sürdürebilmek ile ilgili faaliyetleri içermektedir. Bu ilişkiler kişinin yakın olduğu insanlarla veya tanımadığı insanlarla olabilir. Bu faaliyetlerde kısıtlılıkları olan kişiler arkadaş edinmekte, bir arkadaşlığı sürdürmekte güçlük çekebilirler. Beşinci alan (DAS 5), "yaşam faaliyetleri" kişilerin kendilerine, ailelerine, evlerine bakabilmek için yaptığı işler ve faaliyetlerle ilişkilidir. İş, eğitim, ev işleriyle ilgili faaliyetler bu alana dahildir. Altıncı alan (DAS 6), "toplumsal yaşama katılım" sosyal faaliyetlere katılabilme düzeyine, sağlık sorunlarının kişinin duygusal ve ekonomik durumu üzerindeki etkisine ve sağlık sorununa bağlı olarak kişinin toplumda ayrımcılıkla karşılaşıp karşılaşmadığına yönelik soruları kapsamaktadır. WHODAS 2.0 puanlanmasında belirli bir işlevi yerine getirirken bireyin yaşadığı zorluk düzeyini yansıtması için sıralı yanıtlar kullanılır. Yanıtlar 1: "hiç" den başlar ve düzenli bir şekilde 2: "biraz", 3: "orta derecede", 4: "çok fazla", 5: "aşırı/hiç yapamıyorum" zorluğa doğru artar. Bunların yanısıra bireyin bedensel, ruhsal veya alkol ve madde kullanımı ile ilgili sorunu olup olmadığı, son 30 gün içinde genel sağlık durumunu nasıl değerlendirdiği, ne kadar ağrı çektiği, sağlık sorunu nedeniyle günlük faaliyetlerini yapamadığı gün sayısı sorulur.

Tüm yaşam kalitesi ölçüm gereçleri gibi WHODAS-2.0'de İngilizce'de "Patient Reported Outcomes" olarak bilinen "Hasta tarafından Bildirilen Sonuçlar"dır. Son yıllarda Türkçe'de "Hasta Özbildirim Sonuçları" (HÖS) olarak da kullanılmaya başlanmıştır. HÖS göstergeleri hastanın öznel görüşleriyle oluşturulan ve başka bir gözlemcinin görüşlerinden bağımsız olarak hastanın öznel düşüncelerini ortaya koyan göstergelerdir. HÖS, hastalardan kendi sağlıkları, yaşam kalitesi veya aldığı sağlık bakımı veya tedaviyle ilişkili işlevsel durum hakkında raporlar sağlar. WHODAS 2.0, 18 yaş ve üstündeki bireylere yönelik hazırlanmıştır. Maddeler kısa sürede yanıtlanabilecek düzeydedir. Ölçeğin uygulanabilmesi için bireyin okur-yazar olması şart değildir. Hasta öz bildirimlerinin yanısıra hasta yakını/vekil veya bir

görüşmeci aracılığıyla da uygulanabilir. Bilişsel kısıtlılıklar veya iletişim bozuklukları nedeniyle maddelere cevap vermeyen katılımcılar için WHODAS 2.0 vekil formu uygulanır. Vekiller, engelliliği değerlendirmek için uygulanan vekil ölçeğini doldurabilecek kadar birey hakkında bilgi sahibi olan, aynı evde yaşayan yakınlarından seçilmelidir. Ölçeğin bir görüşmeci aracılığıyla uygulanması durumda görüşmeciler maddeleri sormak ve verileri kaydetmekle yükümlüdür. Hastanın soruları anladığından emin olmak, anlamadığında, yanlış anladığında gerekli açıklamaları yapmak görüşmecinin dikkat etmesi gereken noktalardır (Uluğ ve ark., 2001).

Geçerlilik ve güvenilirliği DSÖ tarafından koordine edilen uluslararası çok merkezli bir araştırma ile incelenmiştir. Türkçe uyarlamasının geçerlilik ve güvenilirliği önce şizofreni hastalarında sonra diz osteoartrit ve inmeli hastalarda incelenmiş ve bu hastalarda engelliliğin değerlendirilmesinde geçerli ve güvenilir olarak kullanılabileceği gösterilmiştir (Kutlay ve ark., 2011; Küçükdeveci ve ark, 2013; Uluğ ve ark., 2001).

WHODAS 2.0 uygulama kılavuzunda altıncı bölüm "WHODAS 2.0'nin Puanlaması" başlığı altında belirtilen basit ve madde yanıt teorisi (MYT) tabanlı puanlama yöntemi verilmiştir (Üstün ve ark., 2010b). Basit yaklaşımla alan puanları soru sayısına göre ağırlıklı olarak hesaplanarak, ham puanlar standartlaştırılmış puanlara dönüştürülür. Toplam puan ve alt ölçek puanları 0-100 arasında değişkenlik gösterir ve yüksek puanlar engellilik düzeyinin yüksek olduğunu ifade eder. Puanlama aşağıda verilen ağırlıklandırma formüllerine göre yapılmıştır.

DAS1 = [ (D 1.1+...+D1.6 )-(6/24)] X 100
DAS2 = [ (D2.1+...+ D2.5)-(5/20)] X 100
DAS3 = [ (D3.1+...+ D3.4)-(4/16)] X 100
DAS4 = [ (D4.1+...+ D4.5)-(5/20)] X 100
DAS5 = [ (D5.2+...+D5.5+D5.8+..+D5.11)- (8/32)] X 100
DAS6 = [ (D6.1+...+ D6.8)-(8/32)] X 100
DAST= [(D1.1+..+D4.5+D5.2+..+D5.5+D5.8 +..+D5.11+..+D6.8)-(36/144)]X 100

Kayıp veri oluşması durumunda araştırmacılara yol göstermesi açısından kullanım kılavuzunda yine altıncı bölüm altında "Bölüm 6.5: WHODAS-2.0'de Kayıp Verilerin İşlenmesi" başlığı altında kayıp veri problemi ile başa çıkmak için basit ve karmaşık değer atama yöntemlerine yer verilmiştir (Üstün ve ark., 2010).

Buna göre WHODAS-2.0' nin 36 maddelik tam versiyonu için basit olan kayıp veri yaklaşımı:

1. Birey çalışmıyorsa ve ölçeğin çalışmaya ilişkin maddelerini atlayarak 32 tanesine yanıt verdiyse, 32 maddeden elde edilen toplam puan olduğu haliyle kullanılabilir ve 36 maddelik tam versiyon puanı ile karşılaştırılabilir.
2. Ortalama Atama: Ölçekte yalnızca bir veya iki maddede kayıp veri varsa ölçeğin kayıp veri içeren maddeye ilişkin boyutu içindeki mevcut yanıtların ortalamasının kayıp veri yerine atanmasıdır. Bu yöntem, ikiden fazla maddede kayıp veri varsa kullanılmamalıdır. Buna ek olarak, boyutlar içinde puanlar hesaplanıyorsa, kayıp olan iki veri aynı ölçek boyutundan gelmemelidir.

Kılavuzda önerilen karmaşık yaklaşım ise,

1. Hot Deck Atama Prosedürü: Birçok başka değişkeninin de bulunduğu geniş veri kümeleri ile çalışan araştırmacılar için önerilmiştir. Bu prosedürde, aynı veri setinden yanıtları eksiksiz olan benzer yaş ve cinsiyet gibi ortak özelliklere sahip bireylerden gözlemlenen değerleri kullanarak kayıp veri ataması yapılır.
2. Çoklu Atama Prosedürü: Her bir kayıp değer için tek bir değer atayan hot deck atamasının aksine, çoklu atama prosedüründe her kayıp veriyi atanacak doğru değerle ilgili belirsizliği temsil eden makul değerler setiyle değiştirir. Daha sonra sayısı genellikle 2 ile 10 arasında olan çoklu atama yapılmış tam veri setleri, tam veriler için uygulanan standart prosedürler ile analiz edilir ve sonuçlar bu analizlerden birleştirilir.

## 1.2 Araştırmanın Konusu

Bilgi HÖS göstergelerinden oluştuğu için WHODAS 2.0 uygulanan çalışmalarda da kayıp veri sık görülen bir sorundur. Veri kaybı, istatistiksel parametre kestirimlerinde yanlılığa ve ölçek sonuçlarının yorumlanmasında sorunlara neden olabilir. Ölçeğin geçerliği ve güvenirliği bilgi kaybından etkilenir.

Bu çalışma kapsamında literatürde WHODAS 2.0 uygulanan makalelerde kayıp veri oranlarının miktarı, kayıp veri oranlarının belirtilip belirtilmediği, kayıp veri analizinin uygulanma durumu ve kayıp veri analizi uygulandı ise nasıl uygulandığı incelenmiş ve WHODAS 2.0 uygulanan makalelerde kayıp verinin ele alınma yaklaşımları hakkında öncelikle bir sistematik derleme yapılmıştır. Rehabilitasyon alanında toplanan gerçek bir veri seti üzerinde kayıp veri problemi tanımlanmıştır. Bu gerçek veri setinden elde edilen parametrelere dayanarak çeşitli senaryolar altında kayıp verilere ilişkin benzetim çalışmaları tasarlanmıştır. Benzetim çalışmaları bulgularına göre, kayıp verinin WHODAS 2.0 ölçeğinin geçerlilik ve güvenirlik ölçütleri bakımından değişimi incelenmiştir. Böylelikle WHODAS 2.0 ölçeği özelinde ve genel olarak HÖS göstergeleri ile elde edilen diğer ölçeklerde kayıp veri problemine yönelik çözümler incelenmiştir.

## 1.3 Kayıp Veri Taksonomisi

Sağlık bilimleri literatüründe, araştırmacıların hipotezleri doğrultusunda asıl incelenen konu kayıp veri sorunu olmadığı için çoğu zaman göz ardı edilmektedir. Araştırmacılar genellikle gözlem sayısı çok ve kayıp veri miktarı az olduğunda, değerleri kayıp olan bireyleri çalışmadan çıkartarak, örneklem genişliğini küçülterek analize devam etmektedir. Kayıp miktarı, kayıp veri literatüründe araştırmanın sonucuna yaptığı etkiye bağlı olarak birden çok anlama gelmektedir. Bir veri seti içindeki kayıp verilerin miktarı i) ölçümlerinde kayıp veriler olan denek sayısı ii) veri setindeki belirli değişkenlerde gözlenen kayıp ölçümlerin sayısı ya da iii)

bilimsel açıdan araştırılan bilginin kayıp miktarı olarak üç grup altında incelenmelidir. Genelde, mevcut gözlemlerle çok değişkenli istatistiksel analizler uygulanamaz hale geldiğinde kayıp veri yerine atama yaparak veri setini tamamlama yoluna gidilmektedir.

Uygun istatistiksel yöntemi belirlemek için sadece kayıp veri miktarı değil kayıp veriye neden olan mekanizmaların da incelenmesi gerekmektedir. Kayıp veriyi göz ardı etme veya kayıp veri yerine uygun yöntemle değer atama yöntemlerinden hangisinin uygun olacağı kayıp değere neden olan mekanizmalar incelenerek belirlenmelidir.

## 1.4 Kayıp Veri Mekanizması

Rubin'in teorisi kayıp veriyi rassal değişken olarak ele alarak kayıp verinin bir dağılımı olduğunu ancak dağılımın parametrelerinin kesin olarak belirlenmesinin mümkün olmadığı üzerine kuruludur (Rubin, 1976). Bu dağılım kayıp veri mekanizmasını belirlemede önemli rol oynamıştır. Kayıp veri gösterge matrisi R ile tanımlandığında, gözlenmiş iken $R_{ij} = 1$, kayıp iken $R_{ij} = 0$, Y tüm (kayıp ve gözlenmiş) veri matrisini ifade eder. İstatistiksel açıdan kayıp veri mekanizması Y matrisi bilindiğinde R matrisinin koşullu olasılık fonksiyonu $P(R|Y,\varphi)$ olarak ifade edilir. $\varphi$, kayıp olma dağılımın bilinmeyen parametrelerini ifade etmektedir. Kayıp veri yapıları Rubin tarafından; tamamen rasgele kayıp (TRK), rasgele kayıp (RK) ve rastgele olmayan kayıp (ROK), olarak üç temel gruba ayrılmıştır.

### 1.4.1 Tamamen Rasgele Kayıp (TRK):

Kayıp verilerin tüm veriler içerisinden basit rasgele örnekleme ile seçildiğini varsayılır. Verinin kayıp gözlenme olasılığı gözlenen değerlerden ve kayıp verinin kendi değerinden bağımsızdır. Bu durum istatistiksel açıdan, $P(R|\varphi)$ olarak ifade edilir. Başka bir deyişle, kayıp olma analizde yer alan değişkenlerle ilişkili değildir.

Tanıma göre kayıp veri mekanizması TRK yapısında ise kayıp ölçümler gözlenen ölçümler ile aynı popülasyondan gelmektedir, bu yüzden TRK yapısı veri setinin ortalamalarının ve kovaryanslarının homojenliği testi veya Little'in (1988) TRK testi ile incelenebilir. Analizde yalnızca ölçümleri tam olan denekler ile sınırlandıran tam verilerin analizi kayıp veri miktarı az ve mekanizması TRK olduğu durumlarda sonuçlar yansız olabilir. Fakat kayıp veri yapısının, genelde TRK yapısına uymadığı bilindiği için verisi tam olan gözlemler ile analizlerin yapılması önerilmemektedir. TRK yapısı sağlanmadığında, kayıp ölçümü olan birimler hariç tutularak yapılan tam verilerin analiz sonuçları yanlı olacaktır.

### 1.4.2 Rasgele Kayıp (RK):

Kayıp olasılığı, kayıp verinin kendisinden bağımsız ancak matematiksel olarak gözlenen ölçümlerle ilişkisi ifade edilebilen bir yapıdadır. Olasılıksal olarak $P(R|Y_{göz}, \varphi)$ şeklinde ifade edilir, $Y_{göz}$ gözlenen veriyi ifade eder. Bu yapıda kayıp verinin olasılık dağılımı gözlenen ölçümlere koşullu olarak ifade edilebilir. Bu yüzden kayıp veriye değer atama yöntemlerinin çoğu bu mekanizma altında geliştirilmiştir.

### 1.4.3 Rasgele Olmayan Kayıp (ROK):

Ölçümün kayıp olma olasılığı kayıp değerlere ve gözlenen değerlere bağlıdır. Olasılıksal olarak $P(R|Y_{kayıp}, Y_{göz}, \varphi)$ şeklinde ifade edilir. $Y_{kayıp}$ kayıp veriyi ifade eder. Bu yapı altında, kayıp veri gözardı edilemez, kayıp veri mekanizmasının modellenmesi gerekmektedir. ROK içeren veri seti, genellikle hangi modellerin uygun olacağı konusunda yeterli bilgi sağlayamaz. Araştırma sonuçları tanımlanan modele duyarlıdır. Dolayısıyla ROK verilerle etkili bir çıkarım yapılabilmesi için, kayıp verinin meydana çıkmasına yönelik ön bilgilere ihtiyaç vardır. Bu durumda kayıplar, veri setindeki diğer değişkenler kullanılarak kestirilemez. Değer atama yöntemleri yanlı sonuçlara neden olur.

## 1.5 Kayıp Veriler İçin Geliştirilen Çözüm ve Atama Teknikleri

Veri setinde kayıpların olması durumunda kullanılabilecek çok sayıda kayıp veri ile baş etme tekniği bulunmaktadır. Bu kısımda öncelikle literatürde WHODAS 2.0 uygulanmalarında sık rastlanan yöntemlerin özellikleri ve sınırlılıkları göz önüne alınarak kısaca açıklanmıştır. Daha sonra bu tez çalışması kapsamında WHODAS 2.0 uygulanmalarında kullanılması için incelenen madde yanıt fonksiyonu (MYF) ile değer atama ve test eşitleme yaklaşımlarından detaylı olarak bahsedilmiştir.

### 1.5.1 Genel Yaklaşımlar

Tam Ölçümlü Deneklerin Kullanılması Yöntemi (Listwise Deletion Method-Complete Case Analysis) : Yaklaşım kolay olması ve istatistik yazılımlarının liste bazında ve çift bazında veri silme seçeneği sunması nedeniyle sık kullanılır. Ancak kayıp veri yapısı TRK değil ise, rasgele olmayan kayıp veriler nedeniyle verisi tam olan gözlemlerin kullanılmasıyla elde edilen sonuçlar yanlı olur ve evrene genellenemez. Tam gözlem yaklaşımının, kayıp verili gözlem sayısının az ve bu gözlemler veriden çıkartıldığında bile örneklem büyüklüğünün yeterli olduğu veri setlerinde veya verideki ilişkilerin kayıp veri süreci ile etkilenmeyecek kadar kuvvetli olduğu durumlarda kullanılması önerilir.

Mevcut Tüm Bilginin Kullanılması Yöntemi (Pairwise Deletion-Available data analysis): Mevcut tüm değerler yardımıyla dağılımın, tanımlayıcı istatistiklerin ve ilişki ölçülerinin elde edilmesidir. İstatistiksel yazılımların çoğunda bu yönteme ilişkin menüler olduğu için araştırmacılar tarafından sıklıkla kullanılır. Yöntemin en önemli özelliği her bir korelasyon için ayrı gözlem çiftlerinin ve her hesaplamada farklı sayıda gözlemin kullanılmasıdır.

Kayıp Veri Yerine Ortalama/ Ortanca Değeri Atama Yaklaşımı (Mean/Median Substitution): İncelenen değişkene ilişkin kayıp değerlerin yerine o değişkene ilişkin

verisi tam olan gözlemlerin ortalaması (ya da verinin dağılımına bağlı olarak ortancası) atanır. Bu yöntemin kolay uygulanabilir olmasının yanı sıra değişkenlerdeki tüm kayıp gözlemler tek bir değer ile yer değiştirdiği için gerçek dağılımından uzaklaşma ve verideki gerçek varyansdan küçük bir varyans gözlenir.

Hot Deck Atama Yaklaşımı: Kayıp gözlemin tam verilerine benzeyen gözlemler arasından rasgele seçilecek bir gözlemin ilgili değeri, kayıp veriye sahip gözlemdeki kayıp değere atanır. Dolayısıyla, hot deck atama için, atama yapılacak gözleme benzeyen tam gözlemler kümesinin var olması ve tanımlanması gereklidir (Alpar, 2010). Yöntemin avantajı atama yapılan değişkenin varyansının ortalama atama yöntemindeki gibi sistematik bir etki altında olmamasıdır.

Regresyon Atama Yöntemi: Veri setindeki kayıp değerler, regresyon çözümlemesi yardımıyla tahmin edilir. Regresyon atama yönteminde, bağımlı değişken kayıp gözlemli değişken, bağımsız değişkenler ise diğer mevcut değişkenlerdir. Yöntemin dezavantajı değişkenler arasındaki ilişkiden yola çıkıldığı için atama sonucunda veride zaten var olan ilişki daha da kuvvetlenmiş olur. Yöntemin kullanımı arttıkça, elde edilen veri kendine özgü sistematik bir yapıya ulaşabilir ve genellenebilirliği azalır.

Beklenti-Maksimizasyonu Yöntemi: Kayıp veriler için parametrik bir modelde en çok olabilirlik kestirimlerini hesaplamada kullanılan yinelemeli (iterative) yöntemdir. İki aşamalı bir yöntem olup ilk aşaması kayıp veri için en iyi olası kestirimleri, ikinci aşaması ise kayıp veri atandığında ortalama, standart sapma ya da korelasyona ilişkin kestirimleri verir. Bu süreç, değerlerdeki değişimin önemsenmeyecek derecede azalmasına kadar devam eder. Bazı durumlarda yöntemin yavaş yakınsaması nedeniyle Monte Carlo yöntemine dayalı düzenlenmiş versiyonları da geliştirilmiştir.

Bayesci Yaklaşım Yöntemi: Veri atama yaklaşımı, gözlenebilen verilerden önsel bilgi olabilirlik fonksiyonunun koşullu olasılığı ile sonsal olabilirliğin tahmin edildiği ve elde edilen sonsal bilgilere dayalı olarak kayıp verilerin yerine atama yapılır.

Çoklu Atama Yöntemi (Multiple Imputation**):** Verinin kayıp olmasından kaynaklanan belirsizliğe bağlı olarak tek ve kesin bir değer ataması yerine bu yöntem ile değer atama tekniği, m>1 sayıda eksiksiz veri seti elde edilecek şekilde atama işleminin yapılması, elde edilen m farklı veri setinin standart tekniklerle analiz edilmesi ve elde edilen sonuçların birleştirilmesinden oluşan üç aşamalı bir süreçtir.

### 1.5.2 Madde Yanıt Teorisine Özel Yaklaşımlar

#### 1.5.2.1 Madde Yanıt Fonksiyonu ile Değer Atama

MYF ile değer atama yöntemi, ilk olarak test veya ölçeklerle ilgili veriler için Sijtsma ve Van der Ark (2003) tarafından önerilmiştir. Bireylerin incelenen özellik (θ) düzeyi parametre vektörü ve madde zorluklarına ait parametre vektörü β ile gösterildiğinde, MYT'ye göre MYF, $P(Y_{ij} = y_{ij} \mid \theta_i, \beta_j)$ biçiminde yazılır. Bu olasılık i.nci bireyin j.nci maddeden $y_{ij}$ puanı alma olasılığını gösterir, madde zorluk parametresine ve kişinin θ düzeyine koşullu olarak ifade edilir.

Gözlenen veriler kullanılarak belirlenen model fonksiyonu ile veri seti tamamlanmamış olsa bile madde parametreleri tahmin edilebilir.

$$P(Y_{ij}|model) = \prod_{i=1}^{n}\prod_{j=1}^{J} P(Y_{ij} = y_{ij} \mid \theta_i, \beta_j)$$

Madde parametre tahminlerinin $\hat{\beta}_j$ belirlenmesi ile kişi parametreleri de tahmin edilir. Tahmin edilen kişi ve madde parametreleri $P(Y_{ij} = y_{ij} \mid \hat{\theta}_i, \hat{\beta}_j)$ olasılık fonksiyonu kullanılarak i.nci kişinin j.nci maddeye ait kayıp gözlemi yerine değerler

atanabilir. Maddelere verilen yanıtlar iki sonuçlu olduğunda Bernoulli dağılımından, madde yanıt kategorileri $y_{ij} = 1,2,..k$ gibi ikiden çok olduğu durumda ise Multinomial dağılımdan, $P(Y_{ij} = y_{ij} \mid \hat{\theta}_i, \hat{\beta}_j)$ olasılığı ile değerler belirlenerek atanabilir. Bu atama işlemine model tabanlı değer atama denir (Sijtsma ve Van Der Ark, 2003). Burada olduğu gibi belirli bir model ilgili hipotezin testinde ve aynı zamanda değer atama işlemi için kullanılıyorsa ortaya çıkan veri seti bu hipotez lehine yanlı olacaktır. Bu nedenle Sijtsma ve Van der Ark (2003) MYF'na ve parametrik olmayan regresyona dayanan ancak ölçümün boyutuna ilişkin kısıtlama getirmeyen yöntemler önermişlerdir. Yöntem açıkça verinin boyutluluğuyla ilgili varsayımlarda bulunmasa da, veri tek boyutlu olduğunda daha başarılı olması muhtemeldir. Bunun nedeni, değer atama işleminde bireyin toplam skoruna dayanan madde toplam puanları kullanılmasıdır. Güçlü çok boyutluluk, bu tür toplam puanları mevcut bilgilerle yetersiz özet istatistikler veren maddeler arasında (çoğu 0 veya neredeyse 0 olan) bir korelasyon yapısı oluşturur. İkincisi, MYT testlerde ve ölçeklerde eksik madde puanının tahmin edilmesi için uygundur çünkü yüksek düzeyde korelasyona izin verilen değişkenlerden gelen verileri modellemektedir. Böylece çoklu doğrusal bağlantı probleminden uzaklaşılır. Ayrıca, modelin hata bileşeninin değişen varyanslı olması nedeniyle esnektir. Madde puanlarının ayrık olması ve Rasch modelin doğrusal olmama durumu yardımcı olmaktadır (Rasch modelinden Bölüm 1.6 da bahsedilecektir).

Herhangi bir kişiye ait toplam puan $Y_+ = \sum_{j=1}^{j} y_j$ olarak gösterilsin. Kişinin değer ataması yapılacak j.nci madde dışında kalan J-1 tane iki sonuçlu madde üzerinden toplam puanı $R_{-j} = Y_+ - y_j$ olur. Burada $R_{-j}$, kişi parametresi θ'nın tahmini olarak kullanılır. Böylelikle $P_i(Y_j = 1 \mid \theta)$ belli bir kişinin j.nci iki sonuçlu maddeye 1 yanıtı verme olasılığı olacaktır ve tahmini de $P_i(Y_j = 1 \mid R_{-j})$ olacaktır. Bu tahmini olasılık kısaca $P_i[R_{-j}]$ olarak gösterilmiştir. Örneğin kişinin $R_{-j}$ puanı r'ye eşit olsun. Bu kişi için $P_i[R_{-j}]$ olasılığı diğer bütün gözlemleri tam olup $R_{-j}$ puanı r'ye eşit olanların içinde, j'inci madde puanı 1 olan kişilerin oranıdır. Bu oran kullanılarak atama işlemi aşağıdaki gibi yapılır.

1. j.nci maddeyi yanıtlamamış ve büyük olasılıkla diğer maddelerden bazılarında da kayıp yanıtları olan bir kişi düşünelim. Buna göre bu kişinin j. madde dışında gözlenen bütün yanıtları üzerinden hesaplanacak toplam skor tahmini, KO: kişi ortalaması olmak üzere, $\hat{R}_{(-j)i} = KO_i \times (J-1)$ gerçel sayısıdır.

2. Eğer hesaplanan $\hat{R}_{(-j)i}$ tam sayı ise kişinin iki sonuçlu maddeye 1 yanıtı verme olasılığı $P_i[R_{-j}]$ , bu kişi ile aynı $R_{-j}$ değerine sahip ve j'inci maddeye 1 yanıtı vermiş kişilerin oranı olarak bulunur. Eğer $\hat{R}_{(-j)i}$ gerçel sayı ise, bir sol komşuluğu ve bir sağ komşuluğu olacaktır $(R_{-j}^{sol}, R_{-j}^{sağ})$ ve yanıtları tam olan ve j'inci maddeye 1 yanıtı vermiş diğer bireylerden $[R_{-j}^{sol}]$ ve $\left[R_{-j}^{sağ}\right]$ oranları hesaplanır. Eğer $R_{-j}^{sağ} - R_{-j}^{sol} = 1$ ise $\hat{P}_j[\hat{R}_{(-j)i}]$ olasılığı interpolasyon ile aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$\hat{P}_j[\hat{R}_{(-j)i}] = P_j[R_{-j}^{sol}] + \left\{P_j\left[R_{-j}^{sağ}\right] - P_j[R_{-j}^{sol}]\right\} \times [\hat{R}_{(-j)i} - R_{-j}^{sol}]$$

3. Veri matrisinde i.nci kişi ve iki sonuçlu j.nci maddeye karşılık gelen (i,j) hücresine değer atama, Bernoulli $\hat{P}_j[\hat{R}_{(-j)i}]$ dağılımından çekilen rastgele değer ile yapılır.

Kayıp veri matrisindeki kayıp gözleme sahip her (i,j) hücresi için yukarıdaki üç adım tekrarlanır. Örneğin j=5 sorudan oluşan bir ölçekte i kişisi 1'inci ve 3'üncü maddeleri yanıtlamamış ve geriye kalan üç sorudan ikisine 1 diğerine ise 0 yanıtı vermiş olsun. Kişinin 1.inci madde haricindeki toplam puanı $\frac{2}{3}$ olmak üzere, 1. soruya 1 yanıtını verme olasılığı $\hat{R}_{(-1)i} = \frac{2}{3} \times (5-1) = 2\,\frac{2}{3}$ bulunur. Buna göre $P(R_{-1}^{sol} = 2) = 0{,}7$ ve $P(R_{-1}^{sağ} = 3) = 0{,}85$ olduğu düşünülsün. Bu olasılıklar kayıp gözlemi bulunmayıp 1.inci soruya 1 yanıtı verenlerden 1.nci soru dışında toplam puanları sırasıyla 2 ve 3 olanların oranlarını göstermektedir. Kişinin 1. soruya $2\,\frac{2}{3}$ yanıtını verme olasılığı, $\hat{P}_{j1}\left[\hat{R}_{(-1)i} = 2\,\frac{2}{3}\right] = 0{,}7 + 0{,}15 \times \frac{2}{3} = 0{,}8$ bulunur ve Bernoulli(0.8) dağılımından çekilecek rastgele değer i kişisinin 1.inci maddedeki kayıp gözlemi yerine atanabilir.

Bu yönteme Yanıt Fonksiyonu (YF) ile değer atama adı verilir ve algoritmada küçük ve hatta tamamı yanlış toplam skor grupları içinde değerler kapsar. YF yöntemi ile atanacak değer, cevap verenler arasındaki farkları ilgili madde dışında gözlenen bütün yanıtlar üzerinden hesaplanan toplam skor grupları aracılığıyla ve regresyon yoluyla maddeler arasındaki toplam skor farklarını dikkate alarak hesaplanır.

Yanıt kategorisi ikiden fazla olan maddeler için yanıt olasılıkları, $P_i(Y_{ij} > y_{ij} \mid \theta_i)$ , $y_{ij} = 0,1,..k$ kategorili yanıta sahip maddelerde iki kategorili yanıta sahip maddelerde olduğu gibi bulunabilir. Örneğin k=2 olduğu durumda $P_i(Y_{ij} \geq 1 \mid \theta_i)$ ve $P_i(Y_{ij} \geq 2 \mid \theta_i)$ olasılıkları sırasıyla $P\left[Y_{ij} \geq 1 \mid \hat{R}_{(-1)}\right]$ ve $P\left[Y_{ij} \geq 2 \mid \hat{R}_{(-1)}\right]$ ile tahmin edilir. Örneğin j=5 maddelik bir ölçekte i kişisinin 1.nci ve 3.üncü maddelere yanıt vermediğini, diğer maddelere ise sırasıyla 2-2-1 yanıtlarını verdiğini düşünelim. Kişi ortalaması $\hat{R}_{(-1)i} = \frac{5}{3} \times (5-1) = 6\,\frac{2}{3}$ olmak üzere, her iki yanıt fonksiyonu için interpolasyon yapılmalıdır.

$$P\left[Y_{ij} \geq 1 \mid \hat{R}_{(-1)} = 6\right] = 0,80$$

$$P\left[Y_{ij} \geq 2 \mid \hat{R}_{(-1)} = 6\right] = 0,50$$

$$P\left[Y_{ij} \geq 1 \mid \hat{R}_{(-1)} = 7\right] = 0,95$$

$$P\left[Y_{ij} \geq 2 \mid \hat{R}_{(-1)} = 7\right] = 0,75$$

olduğu düşünülsün; bu durumda

$$\hat{P}_1\left[\hat{R}_{(-1)i} \geq 1 \mid \hat{R}_{(-1)} = 6\,\frac{2}{3}\right] = 0,80 + 0,15 \times \frac{2}{3} = 0,9$$

$$\hat{P}_1\left[\hat{R}_{(-1)i} \geq 2 \mid \hat{R}_{(-1)} = 6\,\frac{2}{3}\right] = 0,50 + 0,25 \times \frac{2}{3} = 0,67$$

elde edilir ve birikimli olasılıklardan yararlanılarak $y_{ij} = 0$ , $y_{ij} = 1$ ve $y_{ij} = 2$ kategori olasıklıları hesaplanabilir.

$$P_1\left[Y_1 = 0 \,\middle|\, \hat{R}_{(-1)} = 6\,\frac{2}{3}\right] = 1 - P_1\left[Y_1 \geq 1 \,\middle|\, \hat{R}_{(-1)} = 6\,\frac{2}{3}\right]$$

$$\mathrm{P}_1\left[\mathrm{Y}_1 = 1 \,\middle|\, \widehat{\mathrm{R}}_{(-1)} = 6\frac{2}{3}\right] = \mathrm{P}_1\left[\mathrm{Y}_1 \geq 1 \,\middle|\, \widehat{\mathrm{R}}_{(-1)} = 6\frac{2}{3}\right] - \mathrm{P}_1\left[\mathrm{Y}_1 \geq 2 \,\middle|\, \widehat{\mathrm{R}}_{(-1)} = 6\frac{2}{3}\right]$$

$$P_1\left[Y_1 = 2 \,\middle|\, \hat{R}_{(-1)} = 6\frac{2}{3}\right] = P_1\left[Y_1 \geq 2 \,\middle|\, \hat{R}_{(-1)} = 6\frac{2}{3}\right]$$

Hesaplanan kategori olasılıkları ile *Multinomial* dağılımdan çekilecek rastgele sayı kişinin 1.inci maddeye yanıtı olarak atanır.

Yanıt fonksiyonu ile atama yapılarak ortaya çıkan tam veri matrisi, Rasch modelinin lehine yanlı değildir, çünkü modelin kendisi değer atamada direkt şekilde kullanılmaz.

Gözlenen verilerden elde edilen bu koşullu olabilirlik fonksiyonu ile kestirilen kişi ve madde parametreleri kullanılarak kayıp madde yerine değer atamak için MYF'nun kullanılması benzetim çalışmalarıyla da tek boyutlu ölçekler için etkili bir atama yöntemi olduğu kanıtlanmıştır (Sijtsma ve Van Der Ark, 2003; Doğanay Erdoğan, 2012).

### 1.5.2.2 Test Eşitleme (Anchoring) Yöntemi

MYT'nin iki önemli özelliği bireyin θ düzeyine ilişkin kişi parametrelerinin, madde parametrelerinden bağımsız olması ve en az bir maddenin gruplar arasında değişmez olmasıdır. Yani bireyin test performansı karşılaştırılması kullanılan test maddelerinden bağımsızdır. Teorinin bu özelliği uygulamada yalnızca farklı testler uygulayan farklı kohortlarda olan bireylerin karşılaştırılmasını sağlamakla kalmaz,

aynı zamanda aynı test uygulanmış farklı kohorttaki bireylerin test performanslarının karşılaştırılmasına da izin verir. Teori sistematik eksik veri bloklarının analiz edilmesine yeterli "bağlantı" olması şartıyla imkan sağlar (Lord, 1980; Kolen ve Brennan, 1987).

Değişmezlik prensibi aynı testin birbiriyle bağlantısı olmayan iki kohortta (örneğin, iki farklı ülkede, çalışan ve çalışmayan iki farklı kohorta) θ düzeylerinin karşılaştırılmasında uygulanabilir. Değişmezliği kabul edilen test maddeleri belirlendikten sonra, araştırmacılar madde parametre tahminlerinin değişmezliğini bilinen kalibre edilmiş değerler olarak değerlendirerek değişmez ölçüm özelliğinden faydalanabilirler. Sabitlenecek maddelerin belirlenmesinde, farklı araştırma kapsamlarında karşılaştırmalarda ele alınan madde parametre tahminleri kullanılabilir. Yapay ankor maddeleri değişmezlik özelliği taşıyan sabitlenmiş maddeler olarak belirlenir ve kohortlar arasında aynı parametrelere sahip olmakla şartlandırılmış bir test maddeleri kümesi olarak belirlenmelidir. MTT dayanan kişi ve madde parametrelerini tahmin ederken, maddenin zorluk parametrelerinin toplamının sıfır olma kısıtı kullanılır. Uygulama MTT altında uygulanabilen ankor analizi tekniği ile uygulanabilir (Bond ve Fox, 2007).

Gözlenen verilerden elde edilen madde parametreleri yapay ankor maddeleri olarak tasarlandığında, aynı anda diğer yapısal kayıp gözlenen maddelerle birlikte kalibre etmek, örtük özelliğe ilişkin ölçeğin tanımlanması ve gruplar arasında ortak bir metriğin oluşturulmasını sağlar (Mader ve ark., 2016). Diğer bir deyişle, ankor maddeleri yapısal kaybın gözlendiği kohort ve kaybın gözlenmediği kohortta madde zorluk parametreleri için ortak bir metrik oluşturma şartını koruyarak farklı kohortlarda farklı YF'larına izin vermektedir (Robitsch ve ark. 2019). Gözlenen ankor maddeleri ile parametreler sabitlenir, ortak bir metrik oluşturulur, yapısal kayıp gözlenen maddeler kalibre edilerek kayıp veriler yerine kestirimler yapılır.

Ankor maddelerinin seçimi, θ düzeylerinin tahmininin standart hatası ve güvenirliği üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Maddelerin seçiminde kaç maddenin ortak olması

gerektiği ve bu maddelerin neye göre belirleneceği bilinememektedir (Bond ve Fox, 2007). Ankor madde setinde yer alan soru sayısı, sorunun θ düzeyi ekseni üzerindeki konumu, testte yer alan toplam madde sayısı ve maddelerin yanıt kategori sayısı hesaplanan tahminlerin doğruluğunu etkileyebilecek faktörler arasında yer alır (Wang ve Yeh, 2003). Her bir yineleme (iterasyon) sonunda ankor maddelerinin değerleri değişmezken sabitlenmeyen maddelerin gözlenen ham skorları, beklenen ham puanlara yakınsayana kadar süreç devam eder (Bond ve Fox, 2007).

Test eşitleme analizi sırasında, ilk aşamada ankor maddeleri konum parametre tahminleri (çarpıklık, kurtosis ve eşik değerleri) ve kişi parametreleri hesaplanır, sabitlenmiş olmayan diğer maddelerin zorluklarını hesaplamak için kullanılır. Ardından, tüm sabitlenmiş olmayan madde ve kişi parametreleri, mümkün olan en iyi genel parametre kümesini elde edinceye kadar birlikte eş zamanlı olarak hesaplanır (Kopf ve ark., 2013).

### 1.6 Rasch Modelleri

Ölçeklerde yer alan maddelerin analizinde klasik test teorisi ve MYT yaygın olarak kullanılan iki teoridir. Rasch analizi, sağlık alanında bireylerin θ düzeylerinin belirlenmesi için geliştirilen ölçme araçları, geçerli değişim skorlarının ve parametrik istatistiklerin elde edilmesinin gerekli olduğu klinik denemelerde yaygın olarak kullanılır. Tek parametreli MYT'ye benzer yapı gösteren Rasch modelleri, Danimarkalı matematikçi George Rasch tarafından 1960 yılında geliştirilmiştir (Hambleton ve Swaminathan, 1985). İki sonuçlu (evet/hayır, var/yok, katılıyorum/katılmıyorum, vb.) maddeler için geliştirilen Rasch modeli (RM), bireyin bir maddeye doğru yanıt verme olasılığı, kişinin θ düzeyi ile maddenin zorluğu arasındaki farkın lojistik fonksiyonu olarak tanımlanır. Bu modelde madde zorluk parametresi (β) ve bireyin θ düzeyi tahmin edilir. Rasch analizinde kişi θ düzeyi ile madde zorluk değerlerini ortak bir eksen boyunca yerleştirmeye çalışılır. Belirli bir θ düzeyindeki bir kişinin herhangi bir maddedeki bir kategoriyi seçme olasılığı tahmin edilir. θ düzeyi $\theta_i$ olan i.nci kişinin, zorluk düzeyi $\beta_j$ olan j.inci maddeye doğru

cevap verme olasılığı aşağıdaki gibi hesaplanır (Hays ve ark., 2000; Masters, 1982; Reeve, 2002).

$$P_{ij}(Y_{ij} = y_{ij}|\theta_i) = \frac{\exp[y_{ij}(\theta_i - \beta_j)]}{1 + \exp(\theta_i - \beta_j)}, \quad y_{ij} = 0,1$$

Rasch modelleri aşağıdaki varsayımlara sahiptir:

- Ölçeği oluşturan maddeler ile tek bir özelliğin ölçülmesi, θ düzeyinin başka bir özellikten etkilenmemesidir.
- Maddelere doğru yanıt verme olasılığı, θ düzeyi arttıkça monoton olarak artar.
- Belirli bir θ düzeyinde, maddelere verilen yanıtların istatistiksel olarak bağımsız olmasıdır.
- Kişilere ve maddelere ait toplam skorlar, sırasıyla kişi ve madde parametrelerinin yeterli istatistikleridir.

Veri seti RM beklentilerine uyum sağladığı durumda sıralı ölçekle elde edilmiş yanıtların, aralık değişkenine dönüşümünü sağlayarak, bireylerin doğru bir şekilde değerlendirilmesine yardımcı olur. Veri seti çok sonuçlu maddelerden oluşuyorsa, maddelerin kategorilerinin özelliklerine bağlı olarak Kısmi Kredi Modeli veya Sıralı Sonuçlu Model olarak isimlendirilir.

### 1.6.1 Kısmı Kredi Modeli

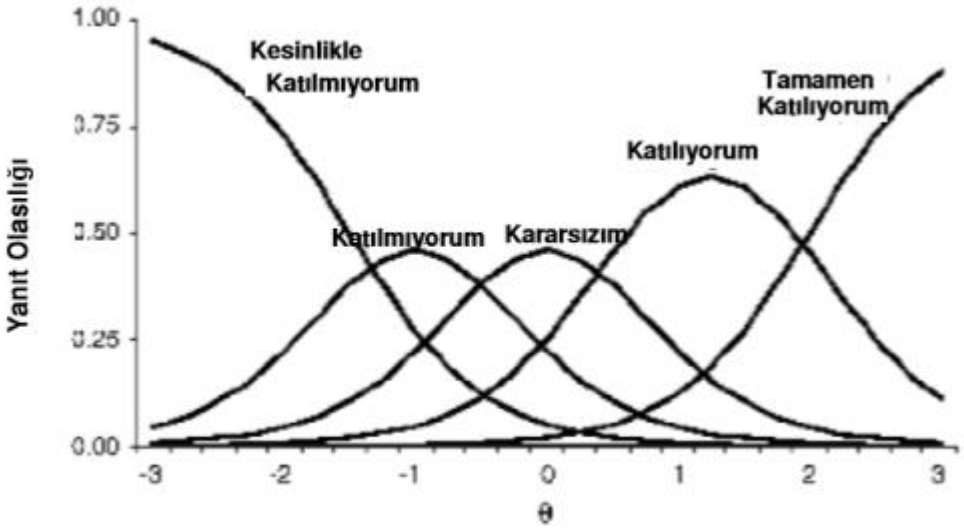
Çok sonuçlu maddeler için geliştirilmiş olan kısmi kredi modelinde (KKM), maddelere verilen cevapların sonuçlarını sadece doğru/yanlış olarak değil, doğruluk kavramını bir ya da daha fazla orta düzeye yayarak, θ düzeyi orta derecede olan kişilerin de kredilendirilmesi mümkün olmaktadır. KKM kullanılarak bireyin θ düzeyi ile belirli bir yanıt kategorisini seçme olasılığı arasındaki doğrusal olmayan ilişki açıklanmaya çalışılır. Eşik değerleri arasındaki uzaklıklar her madde için aynı olduğunda KKM, Sıralı Sonuçlu Model'e maddeler iki sonuçlu olduğunda ise RM'e

indirgenmektedir (Chang ve Reeve, 2005). Bu model, çoklu aşama gerektiren ve çözümleme sürecinde farklı aşamaların tamamlanması ile kısmi kredi vermenin mümkün olduğu veya Likert tipi maddelerde yanıt kategorileri arasındaki uzaklıkların farklılık gösterdiği ölçek maddelerinin analiz edilmesi için Masters tarafından 1982 yılında geliştirilmiştir. Modelde, bireyin y kategorisinde yanıt verme olasılığı, bireyin θ düzeyi ve kategori eşik değeri arasındaki farklılığın bir lojistik fonksiyonu olarak tanımlanır (Masters, 1982).

$$P_{ijy} = \frac{\exp \sum_{k=0}^{y}(\theta_i - \beta_{jk})}{\sum_{k=0}^{m_i} \exp \sum_{t=0}^{k}(\theta_i - \beta_{jt})}, \quad y = 0,1,\dots,m_i$$

$$\beta_{j0} \equiv 0, \;\; \sum_{k=0}^{0}(\theta_i - \beta_{jk}) = 0, \;\; \exp \sum_{k=0}^{0}(\theta_i - \beta_{jk}) = 1$$

βjk, j. maddenin k. kategorisine ilişkin zorluk parametresidir. Denklemin pay kısmında sadece başarıyla tamamlanmış k tane basamağın zorluk düzeyleri ($b_{j1}$, $b_{j2}$,..., $b_{jk}$) bulunurken, paydada ise pay kısmındaki ifadenin benzeri, olası tüm basamaklar ($m_i$+1) tane basamağın zorluk düzeyleri hesaplanmaktadır (Wright ve Masters, 1982). Şekil 1.1'de çok sonuçlu puanlamaya sahip bir madde için madde karakteristik eğrilerine bir örnek verilmiştir.




**Şekil 1.61** Çok sonuçlu puanlamaya sahip bir madde için madde karakteristik eğrileri (Chang ve Reeve, 2005)

Ölçüm teorisinin veriyi tanımlamak için model yapılandırma yaklaşımıyla veriye iyi uyum sağlayacak modelleri geliştirmek ve verinin modele uyum göstermesini sağlamak amaçlanır. Model yapılandırmak amacıyla, KKM parametre kestirimleri en çok olabilirlik yöntemi ile kestirilir. En çok olabilirlik yöntemi, gözlenen veri için en yüksek olabilirliğe sahip parametre setini belirlemekte kullanılır. Gözlenen veriye koşullu olarak olabilirlik fonksiyonunu belirlenir ve fonksiyonu maksimum yapan parametreler en çok olabilirlik kestirimi olarak tanımlanır.

Kayıp veri durumunda, en çok olabilirlik yöntemi ile mevcut olan bütün veri kullanılarak kestirim yapıldığında eğer gözlenen veri için kullanılan model doğru olarak tanımlanmışsa, TRK ve RK veri mekanizmaları için en çok olabilirlik kestirimleri yansız ve etkin olacaktır (Little ve Rubin, 1987). Ağırlıklandırılmış en çok olabilirlik tahmininin aynı asimptotik varyans ve normal dağılımla birlikte en çok olabilirlik tahmininden daha az yanlı olduğu kanıtlanmıştır (Warm, 1989). Kişi parametrelerinin ağırlıklandırılmış en çok olabilirlik tahmininin yanlılığı, Kişi parametresi (θ) ile negatif olarak ilişkilidir. Warm (1989) çalışmasında tüm test uzunlukları için θ kestirimlerinin her aralığı boyunca ağırlıklandırılmış en çok

olabilirlik tahmininin, en çok olabilirlik tahmininden çok daha az yanlı olduğu Monte Carlo çalışmaları ile göstermiştir.

### 1.7 Psikometrik Özelliklerin Değerlendirilmesi

Gerek toplum içinde aynı hastalık grubunda farklı tedavi programlarının ve farklı hasta gruplarının sonuçlarının karşılaştırılması, gerekse toplumlar arası karşılaştırılmalar yapılabilmesi için ölçeklerin ulusal ve uluslarası düzeyde standart hale getirilmesi gerekir. Ölçek sonuçlarının değerlendirilmeleri ve kullanıldıkları toplumlara göre din, dil ve sosyo-kültürel adaptasyonlarının yapılması, geçerlilik ve güvenirliliklerinin gösterilmesi gerekir. Ölçeklerin psikometrik özelliklerini değerlendirmede, MYT altında bulunan Rasch modellerinin kullanımı standart hale gelmiştir. Çünkü Rasch modeline uyum sağlayan ölçme araçlarının psikometrik özelliklerinin yeterli olduğu kabul edilmektedir (Tennant ve Conaghan, 2007). Çalışmamızda psikometrik özelliklerin incelenmesinde Rasch modellerinden KKM kullanılmıştır.

Bu çalışma kapsamında psikometrik özelliklerin incelenmesi amacıyla tek bir değerlendirme ölçütüne göre karşılaştırılmaları hatalı olacağından, birden fazla değerlendirme ölçütünün kullanılması düşünülmüştür. Yansız bir tahminin etkinliği düşük olabilir ya da etkin bir tahmin doğru değerden uzakta olabilir. Rasch analizinden elde edilen kişi parametrelerinin karşılaştırılması amacıyla yanlılık ve hata kareler ortalamasından yararlanılmıştır. Güvenirlik iç tutarlılık bağlamında *birey ayırsama indeksi* (BAİ-person seperation index) ve *Cronbach alfa katsayısı* ile değerlendirilmiştir. Model uyumu kişi uyum istatistikleri ve tümel uyum istatistikleri ile ele alınmıştır.

Birey ayırsama indeksi (BAİ) ve Cronbach'ın alfa güvenirlik katsayısı uyum istatistiklerine ne derece güvenilebileceğinin bir göstergesi olarak değerlendirilir. Eğer BAİ değeri düşük ise, uyum istatistiklerine güvenilmez. İstatistiksel olarak ayrımsama yapılmak istenen grup sayısına bağlı olarak bu değerin kabul edilebilir

değerleri değişkenlik gösterir. Cronbach alfa katsayısı, 0.70 değeri kabul edilebilir en küçük değerdir.

Model belirlendikten sonra her birey için olmak üzere standart normal dağılım gösteren yaklaşık bir t skoruna dönüştürülmüş uyum istatistikleri bulunmaktadır. Artık değerleri için ±2.5 arasında artık değerleri, modele yeterli bir uyum olduğunu gösterir. Bireyler modele uyum gösteriyorsa, yaklaşık olarak 0 ortalama ve 1 standart sapma değerinin elde edilmesi beklenir (Wright ve Masters, 1982; Chang ve Reeve, 2005).

Modele uyumu gösteren istatistikler arasında gözlenen verinin ölçüm modelinin beklentilerine ne derece uygun olduğu ki-kare ile test edilir. Ki-Kare istatistikleri tümel uyumu değerlendirmek için toplanabilir. Tümel uyum istatistikleri için genel bir uygunluk istatistiği sağlamak amacıyla tüm maddelerin ki-kare istatistikleri toplanır, buna Ki-Kare Etkileşim İstatistiği denir. Genel olarak, hem bir madde hem de tümel uyum için anlamlı olmayan bir ki-kare istatistiği elde etmek model beklentilerinden sapma olmadığı anlamına gelmektedir (Chen ve Thissen, 1997).

## 1.8 İlgili Araştırmalar

Literatürde WHODAS 2.0 uygulanan makalelerde kayıp veri oranlarının belirtilip belirtilmediği, kayıp veri analizinin uygulanma durumu ve kayıp veri analizi uygulandı ise nasıl uygulandığını araştırmak amacıyla literatürde WHODAS 2.0 uygulanan makaleler incelenmiş, kayıp verinin ele alınma yaklaşımları hakkında sistematik derleme yapılmıştır.

*Araştırma soruları:*

i) WHODAS 2.0 ölçeğinin uygulandığı makalelerde kayıp veri var ise belirtilmiş mi?

ii) Kayıp veriler tanımlanmış mı? (hangi alt boyutlarda ve/veya maddelerde ne oranda bulunduğu belirtilmiş mi?)

iii) Kayıp veri analizi uygulanmış mı? Kayıp veri analizi hangi yaklaşımla ele alınmış?

olarak belirlenmiştir.

*Araştırma stratejisi:* SCOPUS veri tabanında 4 Kasım 1999 ile 6 Nisan 2018 tarihleri arasında İngilizce dilinde yayınlanmış makalelerden içeriğinde “WHODAS” veya veya “WHO-DAS” veya "Disability Assessment Schedule" veya “World Health Organization Disability Assesment Schedule” veya "WHO Disability Assessment Schedule" ve “missing” geçen tam metin makaleler taranmıştır (Arama sorgusu: *ALL ( "WHODAS" OR "WHO-DAS" OR "Disability Assessment Schedule" OR "World Health Organization Disability Assessment Schedule" OR "WHO Disability Assessment Schedule" AND missing ) AND ( LIMIT- TO ( DOCTYPE , "ar" ) ) AND ( LIMIT-TO ( LANGUAGE , "English" ) )* ). Taranan tüm makalelerin referansları da potansiyel ilgili yayın olarak incelenmeye alınmıştır.

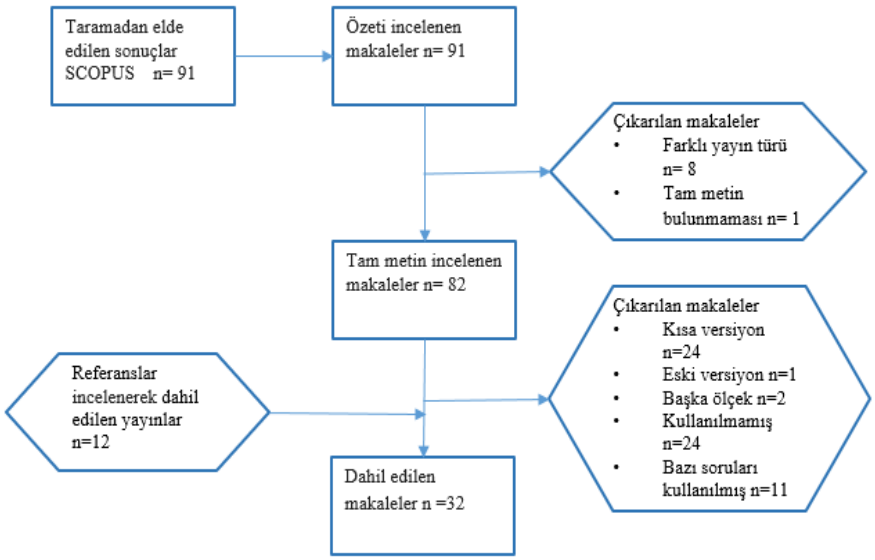
*Yayınların seçimi:* Tam metin makale dışında kitap, derleme, konferans metni ya da klinik deneme protokolleri gibi yayın türleri, WHODAS 2.0’ nin 12 sorudan oluşan kısa versiyonunun kullanıldığı yayınlar, WHODAS 2.0’nin birtakım soruları/alt boyutları seçilerek yapılan öngörüsel (prediktif) analiz çalışmaları ve WHODAS 2.0’nin hastalar üzerinde uygulanmadığı yayınlar çalışmanın dışında bırakılmıştır.

*Veri toplama:* Veriler standart bir kontrol listesi kullanılarak toplanmıştır. Yayında WHODAS 2.0’nin uygulandığı hasta grubu, uygulanış şekli (hastanın kendi yanıtı/gözlemci/yakını ile uygulanması), genel, alt başlık ve madde bazında kayıp veri oranının verilip verilmediği, uygulanan kayıp veri yaklaşımı, kayıp veri analizi için kullanılan yazılım/paket program, değer atama yaklaşımı kullanıldı ise hangi yaklaşım olduğu, geçerlilik ve güvenirlik analizlerinin hangilerinin değerlendirildiğine ilişkin bilgiler kontrol listesi ile toplanmıştır.

### 1.8.1 İlgili Araştırmaların Bulguları

Literatür taramasında n=91 makale özeti belirlenmiştir. Farklı yayın türleri ve tam metne ulaşılamaması nedeniyle dokuz adet makale çalışma dışında tutularak n=82 makele için tam metin incelemesi yapılmıştır (Çizelge 1.2). Tam metin incelemelerinde, WHODAS 2.0'nin uygulanmamış olması veya farklı versiyonlarının uygulanması veya sadece belirli birtakım soruların/ alt boyutların uygulanması, sonuç değişkeninin WHODAS 2.0 değil başka ölçütlerin olması gibi nedenlerle n=62 makale hariç tutulmuştur. İncelenen makalelerin referansları da potansiyel olarak tarandığında n=12 yayın daha çalışmaya dahil edilmiştir. Son değerlendirmede n=32 yayın dahil olma kriterleri kapsamında incelenmiştir.

**Çizelge 1.2** Yayınların seçimi




Yayınlarda WHODAS 2.0 uygulanması benzer birkaç gerekçe ile belirtilmiştir. Birincisi, WHODAS 2.0 farklı klinik ortamlarda da yararlı olduğunu kanıtlayan ICF tabanlı bir ölçektir. İkinci olarak, hem uzmanlar hem de sağlık bakımı veren görevliler tarafından yönetilebilir ve kullanılabilir olması açısından elverişlidir. Üçüncüsü WHODAS 2.0 ölçümleri genel sağlık koşullarını engelliliğe etki eden bilişsel, fiziksel ve sosyal çevresel faktörlerin ICF kapsamında tanımlayabilir.

Dördüncüsü, ölçekler, evde bakıma bağlı olanlar gibi günlük yaşam faaliyetlerinindeki kısıtlılıkların yanısıra kişinin kendini değerlendirdiği sağlık ve

hizmet ihtiyacı, başkalarıyla iletişim kurma ve aktif bir sosyal yaşam sürdürme becerisini de dikkate almaktadır. WHODAS 2.0 yayınlarda sıklıkla çeşitli hasta gruplarında duygusal, bilişsel veya kişilerarası yeti kaybını ya da bir tedavinin hasta perspektifi üzerindeki etkisi hakkında bilgi sağlaması amacıyla uygulanmıştır.

Ölçeğin uygulanış şekline göre görüşmeci tarafından yöneltilen n=10, hastanın kendisi tarafından yanıtlanan n=17, gerek görüşmeci aracılığıyla gerek hasta gerekse de bir vekil tarafından yanıtlanan dört adet, uygulayış şeklini belirtmeyen bir adet yayın vardır (Çizelge 1.3). Soruların görüşmeci tarafından yöneltildiği yayınlarda hasta grupları yaşlılardan ve mental bozukluğu olan hasta gruplarından oluşmaktadır. Bu gibi hasta gruplarında soruları bir görüşmeci aracılığıyla yöneltmek veri kaybını önlemek amacıyla tercih edilmiştir. Hastaların WHODAS 2.0'yi kendilerinin yanıtladığı yayınlarda hasta grupları kronik ve somatik hastalıklar, duyma kaybı, lepra, Parkinson, kaygı bozukluğu ve depresyon gibi uzun süreli psikotik bozukluklara sahip hasta gruplarıdır.

**Çizelge 1.83** Ölçeğin uygulanış şekline göre sıklık dağılımı

| Ölçeğin Uygulanış Şekli | n | % |
|---|---|---|
| Hasta tarafından yanıtlanan (yüz yüze/e-posta) | 17 | 53,1 |
| Görüşmeci tarafından yöneltilen | 10 | 31,2 |
| Gerek görüşmeci aracılığıyla gerekse hasta veya bir vekil tarafından yanıtlanan | 4 | 12,5 |
| Uygulanış şeklini hakkında bilgi yok | 1 | 3,1 |

Genel kayıp veri oranı hesaplayan yayın sayısı dokuz adet, alt boyutlar bazında kayıp veri oranı hesaplayan yayın sayısı sekiz adet, sadece bazı maddeler için madde bazında kayıp veri oranı hesaplayan üç adet yayın belirlenmiştir (Çizelge 1.4).

**Çizelge 1.84** Kayıp veri oranı hesaplayan yayınların sıklık dağılımı

| Kayıp veri oranı | Evet | |
|---|---|---|
| | n | % |
| Genel kayıp veri oranı hesaplanmış mı? | 9 | 28.13 |
| Alt boyut bazında kayıp veri oranı hesaplanmış mı? | 8 | 25.00 |
| Madde bazında kayıp veri oranı hesaplanmış mı? | 3 | 9.38 |

Yaşam faaliyetleri alt boyutu (beşinci alan) iki bölümden oluşur (Ek 2). İlk bölüm ev işleri ve sorumluluklarıyla ilgili dört sorudan, ikinci bölümde ise katılımcının aktif bir iş veya okul yaşamı varsa yanıtlanan dört sorudan oluşmaktadır. Hastanın aktif bir *iş/okul yaşamı* yoksa ölçeğin bu alana ilişkin dört maddesi (D5.8 - D5.11) yanıtlanmadan altıncı alana geçilir. Uygulama kılavuzunda "WHODAS-2.0' nin Puanlaması" başlığı altında hastanın aktif bir *iş/okul yaşamı* yoksa 32 madde ile elde edilen skorlar olduğu şekliyle kullanılabilir ve 36 maddeden elde edilen skorlarla karşılıştırılabilir ifadesi geçer. Taranan n=11 makalede kılavuza atıfta bulunarak aktif *İş/okul yaşamı* olan hastalar için 36 maddeden toplam skor hesaplanırken; aktif *İş/okul yaşamı* olmayan hastalarda 32 madde ile elde edilen skorlar kullanılmış ve dört madde analiz dışında bırakılmıştır (Holvast ve ark., 2015; Sinnema, ve ark., 2015; Thomas ve ark., 2014; Mcardle ve ark, 2005; Moen ve ark., 2016; Cheung ve ark., 2014; Garin ve ark., 2010; Chiu ve ark., 2014; Pösl ve ark., 2007; Wolf ve ark., 2012; Ćwirlej-Sozańska ve ark., 2017). Bir algoritmayla *İş/okul yaşamı* ile ilgili dört maddenin yanıtlanma durumuna bakılmaksızın yaşam faaliyetleri alt boyut puanının ve toplam puanın hesaplanması sağlanmıştır. Ayrıca İspanya'da yapılan bir çalışmada bir evle ilgili sorumlulukları olmayan hastalar (toplam katılımcı sayısının %15'i) için yaşam faaliyetleri alanının ev yaşamı ile ilgili (D5.2- D5.5) dört maddesi göz ardı edilmiştir (Pedro-Cuesta, ve ark., 2011).

Kayıp veri yaklaşımına ilişkin bilgi vermeyen üç adet yayın vardır (Almazán-Isla ve ark., 2014; Wallis ve ark., 2017; Koorevaar ve ark., 2017). Mevcut verilerin analizi yaklaşımı yedi adet yayında uygulanmıştır (Raggi ve ark., 2011; Wersebe ve ark., 2017; Thomas ve ark., 2014; Guilera ve ark., 2012; Guilera ve ark., 2015; Preminger ve ark., 2008; Wolf ve ark., 2012). En çok olabilirlik yöntemi kullanılan bu yayınların birinde Rasch analizi yapılmıştır (Wolf ve ark., 2012). Dört adet yayında tam verilerin analizi uygulanmıştır, verisi kayıp hastalar çalışma dışında tutulmuştur (Koumpouros ve ark.,2018; Sohn, ve ark., 2013; Raggi ve ark., 2011; Slim ve ark., 2010). Altı adet yayında tekli değer atama yaklaşımı uygulanmış, bunların birinde örneklemin ortanca skor değerinin ataması (Silveira ve ark., 2018) beşinde alt boyut bazında ortalama değer ataması yapılmıştır (Cheung ve ark., 2014; Garin ve ark., 2010; Pedro-Cuesta ve ark., 2011; Fleming ve ark., 2013; Chiu ve ark., 2014) Dokuz adet yayında çoklu değer atama yaklaşımı uygulanmıştır (Santana ve ark., 2018; Gore ve ark., 2018; Schumm ve ark., 2017; Fewell ve ark., 2017; Holvast ve ark., 2015; Sinnema ve ark., 2015; Mcardle ve ark., 2005; Moen ve ark., 2016; Alegría ve ark., 2014). Bunlardan birinde Bayesci yaklaşımla çoklu değer ataması uygulanmıştır (Schumm ve ark., 2017). Çoklu değer atamasıyla elde edilen tamamlanmış veri seti sayısı üç adet makalede m=10 (Santana ve ark., 2018; Schumm ve ark., 2017; Alegría ve ark., 2014); bir makalede m=20 (Sinnema ve ark., 2015); birinde m=5 (Moen ve ark., 2016); birinde de m=1 (Mcardle ve ark., 2005) olarak belirtilmiştir. Çoklu değer atama yaklaşımı uygulanan bir çalışmada (Moen ve ark., 2016) uygulama kılavuzuna atıfta bulunarak kayıp veri oranı WHODAS 2.0'nin genelinde veya alt boyutlarda belirlenen kritik limitin (bu yayın için %50) üstünde ise hasta formu çalışma dışında tutulmuş olup kayıp veri oranı belirlenen kritik limitin altında iken çoklu değer atama yaklaşımı uygulanmıştır. Çoklu değer atama yaklaşımı uygulayan ancak tamamlanmış veri seti sayısı hakkında bilgi verilmeyen üç adet yayın vardır (Fewell ve ark., 2017; Fleming ve ark., 2013; Holvast ve ark., 2015). Bir çalışmada kayıp veri problemine yönelik alt boyutta bir kayıp veri varsa kılavuza uygun olarak çalışma yapıldığı belirtilmiş bir alt boyutta ikiden fazla kayıp veri varsa hasta formu çalışma dışına alınmıştır (Ćwirlej-Sozańska ve ark., 2017). Bir çalışmada kritik kayıp veri limiti %10 olarak belirlenmiş olup kayıp veri oranı kritik limitin üstünde ise zemin ve tavan etkileri ve tanımlayıcı veri analizleri

hesaplanmıştır (Pösl ve ark., 2007). Çin'de WHODAS 2.0' nin adölesanlar (10–19 yaş arası) üzerinde uygulanabilirliğini incelemeyi amaçlayan bir çalışmada D4.5 maddesi kendi yaş gruplarına uygun cinsel davranışlarla (örn. öpüşme) ilgili örnekler sunulmasına rağmen yüksek kayıp veri oranı gözlenmiştir (Hu ve ark., 2012) Makalede hemen hemen tüm adolesansların normal cinsel gelişim statüsünde olduğu varsayımına dayanarak, (toplam katılımcı sayısının %20'si için) cinselliğe ilişkin D4.5 maddesindeki eksik yanıtı '*1: Hiç zorluk yaşamıyorum'* şeklinde kodlanması yöntemine başvurulmuştur. Yayınlarda kayıp verilerin ele alınma yaklaşımları Çizelge 1.5'de tablo halinde verilmiştir.

**Çizelge 1.85** Uygulanan kayıp veri yaklaşımına göre yayınların sıklık dağılımı

| **Uygulanan kayıp veri analizi yaklaşımı** | **n** | **%** |
|---|---|---|
| Bilgi yok | 3 | 9.38 |
| Tam verilerin analizi | 4 | 12.50 |
| Tekli değer atama | 6 | 18.75 |
| Mevcut verilerin analizi | 7 | 21.88 |
| Çoklu değer atama | 9 | 28.13 |
| Kılavuza göre: tekli atama ve/veya verileri tam olan gözlemlerin kullanılması yöntemi | 1 | 3.13 |
| Göz ardı etme | 1 | 3.13 |
| Eksik yanıtları *1: hiç zorluk yaşamıyorum* kodlama | 1 | 3.13 |

İnsan ilişkileri alt boyutu (dördüncü alan) D4.5 maddesi, yedi adet yayında kayıp veri oranının en yüksek olduğu maddelerin başında gelmektedir (Moen ve ark., 2016; Chiu ve ark., 2014; Pösl ve ark., 2007; Pedro-Cuesta ve ark., 2011; Fleming ve ark., 2013; Silveira ve ark., 2018; Hu ve ark., 2012). Üç adet yayında kılavuza göre ilgili boyutta bir yanıt kayıpken alanın ortalama değeri ataması yapıldığı, kayıp kritik limitin üstünde ise hasta formu çalışma dışına bırakıldığı belirtilmiştir (Cheung ve ark., 2014; Chiu ve ark., 2014; Fleming ve ark., 2013). Kritik limit yayınlarda %10, %30 ve %50 gibi farklı değerlerde kullanılmıştır (Cheung ve ark., 2014; Pösl ve ark., 2007; Chiu ve ark., 2014; Fleming ve ark., 2013). D4.5 maddesi dört adet yayında

göz ardı edilmiş, hesaplama dışında tutulmuştur (Silveira ve ark., 2018; Pedro-Cuesta ve ark., 2011; Chiu ve ark., 2014; Fleming ve ark., 2013). Literatürde birçok çalışmada en yüksek kayıp oranına sahip maddenin D4.5 maddesi (Cinsel faaliyetler) olduğu belirtilmiştir (Federici ve ark., 2009; Guilera ve ark., 2015; Garin ve ark., 2010; Schlote ve ark., 2009; Zhao ve ark., 2012). Katılımcıların yaşam şekli nedeniyle cinsel aktiviteden yoksun veya muhafazakar kültürün etkisinde konuya tabu yaklaşımıyla bakmak bir neden olabilir (Fleming ve ark., 2013; Preminger ve Ziegler, 2008).

Çoklu değer atama yaklaşımı uygulanan üç adet yayında SPSS istatistiksel paket programı kullanılmıştır (Moen ve ark., 2016; Mcardle ve ark., 2005; Schumm ve ark., 2017). SPSS iki adet yayında tekli değer ataması için kullanılmış olup (Cheung, ve ark., 2014; Silveira ve ark., 2018), dört yayında DSÖ'nün 32 maddelik WHODAS 2.0 puanının hesaplanması için sağladığı SPSS syntax kullanılmıştır (Pösl ve ark., 2007; Thomas ve ark., 2014; Wolf ve ark., 2012; Preminger ve Ziegler, 2008). Çoklu değer atama yaklaşımı uygulanan bir yayında R programlama dilinde Amelia paketi kullanılmıştır (Fewell ve ark., 2017; Honaker ve ark., 2011; R Core Team, 2016). Çoklu değer atama yaklaşımı uygulanan iki yayında "mi estimate" (Alegría ve ark., 2014; Santana ve ark., 2018); bir yayında "ice imputation" komutları (Sinnema ve ark., 2015) Stata üzerinde kullanılmıştır (Roysston ve White, 2011; StataCorp., 2017) Kayıp verinin analizi için kullanılan yazılım/program hakkında bilgi vermeyen n=19 yayın vardır. Yayınlarda kayıp verilerin analizi için kullanılan yazılım/programlar Çizelge 1.6'da tablo halinde verilmiştir.

**Çizelge 1.6** Kayıp veri analizi uygulanan istatistiksel paket programa göre yayınların dağılımı

| **Kayıp veri analizi uygulanan istatistiksel paket program** | **n** | **%** |
|---|---|---|
| R Amelia | 1 | 3.13 |
| Stata (ice imputation, mi estimate) | 3 | 9.38 |
| SPSS | 9 | 28.13 |
| Bilgi yok | 19 | 59.38 |

Ölçeğin psikometrik özellikleri incelemesi için iç tutarlılık güvenilirliğine ilişkin Cronbach'ın alfa güvenirlik katsayısı hesaplayan n=14 yayın vardır. Bunlardan birinde Rasch analizi kullanılarak birey ayrıştırma indeksi değerlendirilmiştir (Wolf ve ark., 2012). Güvenilirliğe ilişkin testler yedi yayında test-tekrar test, dokuz yayında sınıf içi korelasyon katsayısı kullanılarak test edilmiştir. İçerik geçerliğini inceleyen n=13, yapı geçerliğini faktör analizi ile değerlendiren n=14, MYT ile değerlendiren bir yayın vardır. Uyuşum geçerliğini test eden sekiz, eş-zamanlı (kriter) geçerliğini test eden üç, ayırıcı geçerliği test eden dört adet yayın bulunmaktadır. Ölçeğin psikometrik özelliklerinin incelenmesi durumuna göre sıklık tablosu Çizelge 1.7'de verilmiştir.

**Çizelge 1.7** Ölçeğin psikometrik özellikleri incelemesine göre yayınların dağılımı

| | **n** | **%** |
|---|---|---|
| **Güvenirlik** | | |
| Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı | 14 | 43.75 |
| Test-tekrar test | 7 | 21.88 |
| Sınıf İçi Korelasyon Katsayısı | 9 | 28.13 |
| Kişi Ayrıştırma İndeksi | 1 | 3.13 |
| **Geçerlik** | | |
| İçerik Geçerliği | 13 | 40.63 |
| Yapı Geçerliği- Klasik test teorisi | 14 | 43.75 |
| Yapı Geçerliği-MYT | 1 | 3.13 |
| **Hipotez testi** | | |
| Uyuşum Geçerliği | 7 | 21.88 |
| Eş-zamanlı Geçerliği | 3 | 9.38 |
| Ayırıcı Geçerlik | 4 | 12.50 |

Kılavuzda da atlanmasına ve puanlanmasına yer verilen *iş/okul yaşamı* faaliyetleri (D5.8 - D5.11) ile ilgili maddelerin yanısıra *cinsel faaliyetler* (D4.5) maddesinde de sistematik kayıp veri sıklıkla gözlenmiştir. Bu maddeler için genellikle çift bazında silme yaklaşımına veya çalışma dışında tutma yöntemine gidilmiştir. Hasta grubuna bağlı olarak ev yaşamı ve sorumlulukları olmayan bireyler için bir yayında ev

faaliyetleri ile ilgili maddeler (D5.2- D5.5) de çalışma dışında tutulmuştur. Yaşam faaliyetleri ve insan ilişkileri boyutlarında nispeten düşük güvenirlik değerleri bu gerekçe ile ilişkilendirilmiştir. Geçerlilik ve güvenilirlik çalışmalarında farklı faktörlere yüklendiği için analizden çıkarılan *Kendine bakım* ve *Toplumsal yaşama katılım* (3. ve 6.) alanlardan da farklı maddeler olduğu gözlenmiştir.

İlgili araştırmalara ilişkin kontrol çizilgesi Ek 3 de verilmiştir.

# 2. GEREÇ VE YÖNTEM

## 2.1. Gerçek Veri Seti

Bu çalışmada Ankara Üniversitesi Tıp Fakültesi İbn-i Sina Hastanesi Fiziksel Tıp ve Rehabilitasyon polikliniğine başvuran bel ağrılı hastaların bir alt kümesinin WHODAS 2.0'ye vermiş oldukları yanıtlar kullanılmıştır. Tez kapsamında kullanılan gerçek veri seti daha önce 2007-2009 yılları arasında gerçekleştirilen "BAP2006/0809241 kodlu ve "Kas İskelet Sistemi Sorunlarının Özürlülük Değerlendiriminde Bilgisayar Uyarlamalı Test Yönteminin Uygulanması" başlıklı proje kapsamında bel ağrılı hastalardan elde edilmiştir ve Ankara Üniversitesi Etik Kurulu'nun 22 Eylül 2008 gün ve 138-3999 sayılı kararı ile onay almıştır (Elhan, 2009).

Gerçek veri setinde gözlenen kayıp veri sorunu bu tezin hareket noktası olmuştur. İlgili araştırmalar kapsamında da kayıp veri sorunu değerlendirildiğinde soruna odaklanmak açısından yoğun olarak gözlenen *Cinsel yaşam* ve *İş/okul yaşamı* maddelerine yönelik kayıp gözlenen n=284 hasta çalışmanın gerçek veri setini oluşturur. Ölçekteki bütün maddelere yanıt vermiş hastalar, iş yaşamı hariç bütün maddelere yanıt vermiş hastalar ve/veya cinsel hayat hariç bütün maddelere yanıt vermiş hastalar çalışma kapsamında tutulmuş, bu maddeler haricinde farklı bir maddeye yanıt vermemiş hastaların verileri çalışma kapsamına alınmamıştır. Verilerin analizinde kısmi kredi modeli kullanılmıştır.

Kısmi kredi modeline göre, herhangi bir i'nci kişinin j'inci maddeye $y = 0,1,\dots,m_i$ yanıtını verme olasılığı daha önce de gösterildiği gibi $P_{ijy} = \frac{\exp\sum_{k=0}^{y}(\theta_i-\beta_{jk})}{\sum_{k=0}^{m_i}\exp\sum_{t=0}^{k}(\theta_i-\beta_{jt})}$ dir. Madde parametreleri Masters'ın kısmi kredi modelininde olduğu gibi elde edilir (Masters, 1982). Hastaların WHODAS 2.0' ye vermiş oldukları yanıtlar, 0, 1, 2, 3, 4 puanlı kısmi bir kredi modeli için, beş yanıt kategorisinde olma olasılığı aşağıdaki gibidir:

bjk; j. maddenin k. kategorisine ilişkin zorluk parametresidir, ardışık kategori olasılık eğrilerinin kesişme noktalarıdır. Kısmi kredi modelinin matematiksel formülasyonunda kullanılır. Denklemin pay kısmında sadece başarıyla tamamlanmış basamağın zorluk düzeyleri vardır. Paydada ise pay kısmındaki ifadenin bir benzeri, olası tüm basamaklar üzerinden hesaplanmaktadır. Çalışma kapsamında θ, engellilik düzeyidir.

Gerçek veri setinden elde edilen madde zorlukları ve eşik değerlerinin sınırları kullanılarak benzetim çalışmasında madde parametreler belirlenmiştir.

## 2.2. Benzetim Çalışması

### 2.2.1. Verilerin Türetilmesi

Tez kapsamında Likert tipi maddelerde yanıt kategorileri arasındaki uzaklıkların farklılık gösterdiği ölçek maddelerinine ilişkin veri türetmek için kullanan model Master'ın (1982) KKM dir. Rastgele veri türetme işlemi tam veriler hipotetik olarak kısmi kredi modeli için türetilmiştir. Türetilen veri seti için madde sayısı 36, kişi sayısı 500, her maddeye ait kategori sayısı 5 olarak belirlenmiştir. Çalışma kapsamında 1000 Monte Carlo tekrarı yapılmıştır.

Yazılan *datagen* isimli fonksiyonun argümanları aşağıdaki gibi belirlenmiştir (Ek 4):

ns: kişi sayısı,

ni: madde sayısı,

t: eşik değeri sayısı,

beta: eşik zorluklarını içeren (eşik sayısı×madde sayısı) boyutlu matris,

teta: θ düzeylerini içeren kişi sayısı uzunluğunda vektör.

Belirlenen argümanlara göre, bu fonksiyon ile minimum yanıt 0, maksimum yanıt ise eşik sayısı olacak şekilde (kişi sayısı×madde sayısı) boyutlu veri seti türetilmiştir.

### 2.2.2. Kişilere ait incelenen özellik düzeyinin belirlenmesi:

Kişilere ait parametreleri içeren vektörü, minimum -6 logit, maksimum 6 logit olacak şekilde $(\theta_{\text{maksimum}} - \theta_{\text{minimum}}) / (\text{Kişi sayısı} - 1)$ birimlik artışlarla oluşturulmuştur (Çizelge 2.21).

**Çizelge 2.22** Veri türetmede kullanılan kişilere ait gerçek parametre değerleri

| Kişi | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | … | .. | 496 | 497 | 498 | 499 | 500 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $\boldsymbol{\theta}$ | -6.00 | -5.976 | -5.952 | -5.928 | -5.904 | … | .. | 5.904 | 5.928 | 5.952 | 5.976 | 6.00 |

### 2.2.3. Madde parametrelerinin belirlenmesi:

Madde zorlukları, gerçek veri setinden elde edilen madde zorluk parametreleri, ilgili maddeye karşılık gelen eşik değerleri sınırlarını kullanarak *Tekdüze* dağılımdan minimum -4 logit, maksimum 4 logit; madde sayısı da 36 olacak şekilde $(\beta maksimum - \beta minimum) / (Kişi\ sayısı - 1)$ birimlik artışlarla oluşturulmuştur (Çizelge 2.2). Maddelere ait eşik zorluklarının ortalaması madde zorluğuna eşittir. Eşik zorlukları ($\beta_{jk}$) eşik değerlerinin ($b_{jk}$ ) madde zorluğuna ($\beta_j$) eklenmesi ile elde edilir. Bu nedenle eşik değerleri toplamlarının sıfır olması gerekir. Her madde için kategori eşik değerleri, *Tekdüze (0,4)* dağılımından madde sayısı kadar rastgele veri türetilerek elde edilmiştir. Her madde için *Tekdüze* dağılımdan türetilen verinin negatifi o madde için ilk eşik değeri, pozitifi ise ikinci eşik değeri olarak alınmıştır. Madde eşik zorlukları ise, bulunan eşik değerleri ile madde zorlukları toplanarak elde edilmiştir.

**Çizelge 2.2** Veri türetmede kullanılan maddelere ilişkin parametreler

| Madde (j) | İlk eşik değeri $b_{jk}$ | 2. eşik değeri $b_{jk}$ | 3. eşik değeri $b_{jk}$ | 4. eşik değeri $b_{jk}$ | İlk eşik zorluğu $\beta_{jk}$ | 2. eşik zorluğu $\beta_{jk}$ | 3. eşik zorluğu $\beta_{jk}$ | 4. eşik zorluğu $\beta_{jk}$ | Madde Zorluğu $\beta_j$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | -1,950 | 0,291 | 0,966 | 0,693 | -0,554 | 1,688 | 2,362 | 2,090 | 1,397 |
| 2 | -0,154 | 0,036 | -0,340 | 0,458 | -0,732 | -0,542 | -0,918 | -0,120 | -0,578 |
| 3 | -0,018 | -0,493 | -0,035 | 0,546 | -0,277 | -0,753 | -0,294 | 0,287 | -0,259 |
| 4 | 0,273 | -0,026 | -0,236 | -0,011 | 0,184 | -0,115 | -0,324 | -0,100 | -0,089 |

**Çizelge 2.2** Veri türetmede kullanılan maddelere ilişkin parametreler (Devam)

| | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 5 | -0,224 | -0,296 | -0,228 | 0,748 | 0,146 | 0,073 | 0,142 | 1,118 | 0,370 |
| 6 | -0,124 | -0,326 | 0,118 | 0,331 | 0,236 | 0,034 | 0,478 | 0,691 | 0,360 |
| 7 | -0,422 | 0,222 | 0,197 | 0,003 | -1,216 | -0,572 | -0,598 | -0,791 | -0,794 |
| 8 | -0,997 | -0,025 | 0,485 | 0,538 | -0,595 | 0,378 | 0,888 | 0,940 | 0,403 |
| 9 | -1,651 | -0,079 | 0,278 | 1,452 | -0,078 | 1,495 | 1,851 | 3,026 | 1,574 |
| 10 | -1,000 | -0,605 | 0,646 | 0,959 | 0,185 | 0,580 | 1,831 | 2,144 | 1,185 |
| 11 | -0,117 | -0,228 | 0,109 | 0,235 | -0,831 | -0,942 | -0,605 | -0,479 | -0,714 |
| 12 | -0,230 | -0,273 | 0,065 | 0,438 | 0,457 | 0,414 | 0,752 | 1,125 | 0,687 |
| 13 | -1,652 | -0,233 | 0,919 | 0,965 | -0,300 | 1,119 | 2,271 | 2,317 | 1,352 |
| 14 | -2,069 | 0,542 | 0,478 | 1,049 | 0,349 | 2,960 | 2,896 | 3,467 | 2,418 |
| 15 | -1,503 | 0,386 | 0,586 | 0,530 | -0,886 | 1,002 | 1,203 | 1,147 | 0,616 |
| 16 | -0,522 | -0,221 | -0,010 | 0,754 | 0,340 | 0,641 | 0,853 | 1,616 | 0,862 |
| 17 | -1,546 | -0,536 | 0,819 | 1,263 | -0,564 | 0,447 | 1,802 | 2,246 | 0,983 |
| 18 | -0,430 | -0,235 | 0,386 | 0,280 | 0,651 | 0,845 | 1,466 | 1,360 | 1,081 |
| 19 | -0,328 | -0,832 | 0,247 | 0,913 | 0,578 | 0,074 | 1,153 | 1,819 | 0,906 |
| 20 | -0,753 | 0,059 | -0,537 | 1,231 | 0,497 | 1,310 | 0,713 | 2,481 | 1,250 |
| 21 | -0,464 | -1,095 | -0,220 | 1,779 | -0,629 | -1,260 | -0,385 | 1,614 | -0,165 |
| 22 | -1,111 | -0,155 | 0,788 | 0,477 | -0,950 | 0,006 | 0,949 | 0,638 | 0,161 |
| 23 | -0,034 | 0,112 | -0,072 | -0,005 | -1,333 | -1,187 | -1,371 | -1,304 | -1,299 |
| 24 | -0,106 | -0,469 | 0,325 | 0,250 | -1,521 | -1,884 | -1,090 | -1,165 | -1,415 |
| 25 | 0,163 | 0,477 | -0,384 | -0,256 | -1,120 | -0,806 | -1,667 | -1,539 | -1,283 |
| 26 | -1,377 | -0,432 | 0,207 | 1,602 | -1,281 | -0,336 | 0,303 | 1,698 | 0,096 |
| 27 | -0,435 | -0,405 | -0,123 | 0,963 | -0,729 | -0,698 | -0,416 | 0,670 | -0,293 |
| 28 | -0,284 | -0,523 | -0,080 | 0,888 | 0,024 | -0,214 | 0,228 | 1,196 | 0,309 |
| 29 | -0,231 | 0,204 | 0,143 | -0,116 | -0,580 | -0,145 | -0,206 | -0,466 | -0,349 |
| 30 | -1,184 | 0,179 | 0,547 | 0,459 | 0,093 | 1,456 | 1,824 | 1,736 | 1,277 |
| 31 | -0,147 | -0,958 | -0,259 | 1,365 | 0,070 | -0,741 | -0,043 | 1,582 | 0,217 |
| 32 | -2,241 | -0,286 | 0,499 | 2,028 | -4,203 | -2,248 | -1,463 | 0,066 | -1,962 |
| 33 | -1,216 | -0,658 | 0,042 | 1,832 | -0,224 | 0,334 | 1,034 | 2,824 | 0,992 |
| 34 | -0,958 | -0,387 | 0,749 | 0,597 | 1,184 | 1,755 | 2,891 | 2,739 | 2,142 |
| 35 | -1,180 | -0,517 | 0,066 | 1,631 | -0,063 | 0,600 | 1,183 | 2,747 | 1,117 |
| 36 | -1,911 | -0,226 | 0,985 | 1,153 | -0,779 | 0,907 | 2,117 | 2,286 | 1,133 |

Benzetim çalışmasında, gerçek veri setine dayandırılarak belirlenen ve parametreleri ile her maddeye ait kategori olasılıkları bulunarak birikimli kategori

olasılıkları hesaplanmıştır. *Tekdüze* (0,1) dağılımdan çekilen rastgele u değişkeni birikimli kategori olasılıkları ile karşılaştırılmıştır. Sağlık alanında yapılan çalışmalarda büyük örneklemler ile çalışmanın her zaman mümkün olmadığı göz önünde bulundurularak, örneklem büyüklüğü her test için 500 birey olarak sabitlenmiştir.

### 2.2.4. Kayıp Verilerin Oluşturulması

**Tam veri setinden TRK ve ROK veri silinmesi:**

Türetilen tam veri setinden, % 10, % 30, % 50, % 80 kayıp oranlarında TRK veri seti oluşturmak amacıyla rasgele *Tekdüze* dağılım 500 birey için değerler türetilirek elde edilen kişi sırasındaki bireylerin iş ve okul yaşamına yönelik olan dört maddede yanıtları silinerek oluşturulmuştur.

Oluşturulan hipotetik kayıp veri setleri, kişinin iş/okul yaşamına dahil olup olmadığından bağımsız ve rasgele olduğu düşünüldüğünde TRK mekanizmasında kayıplardır.

Kişi çalışma hayatına dahil olmadığı için iş/okul yaşamına yönelik dört maddede yanıtların silinmesi böylelikle ROK mekanizmasında kayıp veri oluşturmakta benzer şekilde tam veri setinden, % 10, % 30, % 50, % 80 kayıp oranlarında rasgele *Tekdüze* dağılım 500 birey için değerler türetilirek elde edilen kişi sırasındaki bireylerin iş/okul yaşamına yönelik olan dört maddede yanıtları silinerek oluşturulmuştur.

**Tam veri setinden RK veri silinmesi:**

Gerçek veri setinde 284 bel ağrılı hastanın gözlenen verilerine koşullu yaş, cinsiyet ve hastalık süresi değişkenlerinin bağımsız değişken, iş ve okul yaşamı maddelerinin kayıp olma olasılıklarının bağımlı değişken olarak tasarlandığı lojistik regresyon modeli kurularak iş /okul yaşamı maddelerinin kayıp olma olasılıkları belirlenmiştir. Bu modele göre iş /okul yaşamı maddelerinin kayıp olması, *hastalık süresi* değişkeni ile gerek sürekli gerekte değişkenin kategorik formlarında istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır (p=0,911, p=0,632). *Cinsiyet* ve *yaş*

değişkeni teker teker modele eklendiğinde ve birarada modelde anlamlı bulunurken, etkileşim terimi *Cinsiyet*yaş* istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır (p=0,152). Buna göre, *yaş* düzeltmeli *cinsiyet* değişkenine bağlı kayıp gözlenme lojistik regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

**Çizelge 2.23** Gerçek veriye ilişkin kestirim değerleri ve %95 güven sınırları

| | β | Std Hata | p değeri | Exp(β) |
|---|---|---|---|---|
| Cinsiyet_K | 3.086 | 0.563 | <0.001 | 21.895 |
| Yaş | 0.094 | 0.019 | <0.001 | 1.099 |
| Sabit | -4.815 | 1.108 | <0.001 | 0.008 |

$$y_{ij} = \left\{ \begin{array}{l} 1\,,\ i.kişi\ iş\ ve\ okul\ yaşamı\ maddelerini\ yanıtlamaz \\ 0\,,\ i.\ kişi\ iş\ ve\ okul\ yaşamı\ maddelerini\ yanıtlar \end{array} \right\}$$

$$\text{logit}\,(Y_{ij}{=}y_{ij}) = \text{-}4.815{+}\ 3.086{\times}Cinsiyet_K{+}\ 0.094\ {\times}\text{y}a\text{ş}$$

$$\Pr(Y_{ij}{=}y_{ij}){=}\frac{\exp(\text{-}4.815{+}\ 3.086{\times}Cinsiyet_\text{K}{+}\ 0.094\ \text{y}a\text{ş})}{1+\exp(\text{-}4.815{+}\ 3.086{\times}Cinsiyet_K{+}\ 0.094\ {\times}ya\text{ş})}$$

*yaş* değişkeni için *yaş* ~ *Normal* (52.3, 156.2), *cinsiyet* için *Cinsiyet_K* ~ *Binom*(p=0.70) dağılımdan korelasyon -0.066 olmak üzere, çok değişkenli *Binom* ve *Normal* veri türetilmiştir. Gözlenen veriye koşullu rasgele *Tekdüze* dağılımdan veriler türetilerek elde edilen kişi sırasındaki bireylerin iş/ okul hayatına yönelik olan dört maddede yanıtları silinerek RK mekanizmasında veri oluşturulmuştur.

Rastgele kayıp veri, cinsiyet ve yaşa bağlı olarak, kadınlarda kayıp veri görülme olasılığı erkeklerin (min- max; 7.2- 66) katı olacak biçimde (kadınlar için kayıp veri oranı (min- max; 0.88-0.96), erkekler için kayıp veri oranı (min- max; 0.42-0.65) olarak elde edilmiştir.

***İş/okul yaşamı* maddelerinin çalışma dışında tutulması:** *İş/okul yaşamı* maddelerinin tamamen çalışma dışında tutulması ile 32 maddeden oluşan yeni bir veri seti tasarlanmıştır.

**Katılımın kısıtlanması testleti:**

Konu ile ilgili yapılan öncül çalışmalar göz önünde bulundurulduğunda WHODAS 2.0'nin iki boyutlu "faaliyetler" ve "katılım" yapısına sahip olduğu görülmüştür (Kutlay ve ark., 2011). Bu nedenle tam veri setinin bir alt kümesi olarak dört, beş ve altıncı alandan 21 maddeden oluşan *Katılım testleti* farklı bir veri seti kümesi olarak tasarlanmıştır.

**Katılımın kısıtlanması testletinde *İş/okul yaşamı* maddelerinin çalışma dışında tutulması:**

*Katılım-İş* veri seti kümesi de katılım testletinden i*ş/okul yaşamı* maddelerinin tamamen çıkarılması senaryosu altında tasarlanmıştır. Bu veri setinde de 17 madde sayısı bulunmaktadır.

Uygulamada Monte Carlo benzetim yöntemi kullanılmıştır. Benzetim ve uygulamalarda R paket programında açık kaynak kodlu TAM (Robitsch ve ark., 2019) ve BinNor (Demirtaş ve ark., 2014) gerekli olan diğer alt kütüphanelerden "ggplot2" kullanılmıştır.

Kayıp veriye sahip veri setleri (% 10, % 30, % 50, % 80 kayıp oranlarına ve RK mekanizmasında) ortak madde test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilerek ve YF ile kayıp veriler yerine değer atanarak parametre kestirimleri elde edilmiştir. Kayıp veriye sahip veri setleri ve hariç tutma yöntemi ile tıraşlanmış veri setleri ( *i*. i*ş/okul yaşamı* maddelerinin çalışma dışında tutulduğu 32 maddelik veri seti, *ii*. katılımın kısıtlanması boyutuna ilişkin 21 maddelik testlete ilişkin veri seti, *iii*. bu testletten *iş/okul yaşamı* maddelerinin çalışma dışında tutulduğu 17 maddelik veri seti) önce mevcut veri analiziyle parametreleri incelenmiştir. Sonra iki yaklaşımla analiz edilerek geçerlilik ve güvenirliğe ilişkin değişim incelenmiş ve *TV* ile karşılaştırılmıştır.

## 2.3. Rasch Analizi

Rasch analizi için R programında TAM kütüphanesi (Robitsch ve ark., 2019) kullanılmıştır. Madde ve kişi parametreleri bu kütüphane yardımıyla kısmi kredi modeli kullanılarak kestirilmiştir. TAM kütüphanesinde, madde parametrelerinin kestiriminde klasik en çok olabilirlik kullanılırken, kişi parametrelerinin kestiriminde ağırlıklı en çok olabilirlik kullanılmaktadır (Robitsch ve ark., 2019).

## 2.4. Test Eşitleme (Anchoring) Yaklaşımı

Test eşitleme yaklaşımı için R programında geliştirilen TAM (Robitsch ve ark., 2019) kütüphanesi kullanılmıştır. Sabitlenen maddelere ilişkin parametreler belirlendikten sonra veri setinde parametrik bir modelde maddelere ilişkin sabit parametreler kullanılarak sabitlenmemiş (serbest) maddelerin parametreleri ve kişi parametreleri aynı anda ağırlıklı en çok olabilirlik kestirimlerini hesaplamayan yinelemeli bir yöntemdir (Bond ve Fox, 2007).

## 2.5. Yanıt Fonksiyonu ile Değer Atama

Yanıt fonksiyonu kullanarak değer ataması yapmak amacıyla Van der Ark ve Sijtsma'nın (2003) yanıt fonksiyonu ile değer atama yöntemine dayanarak Doğanay Erdoğan'ın (2012) R programında geliştirdiği rf(.) fonksiyonu kullanılmıştır (Ek 5). Fonksiyon girdisi x= (kişi sayısı×madde sayısı) boyutlu veri matrisi olacak şekilde belirlenmiştir. Bu fonksiyon kayıp veri içeren veri setine yanıt fonksiyonu yöntemine dayalı olarak değer ataması yapmaktadır.

## 2.6. Parametrelerin Birleştirilmesi ve Değerlendirme Kriterleri

Veri setlerinde yöntemlerin tek bir değerlendirme ölçütüne göre karşılaştırılmaları yeterli olmayacağı için birden fazla değerlendirme ölçütünün kullanılması tasarlanmıştır. Yansız bir tahminin etkinliği düşük veya etkin bir tahmin doğru değerden uzakta olabilir. Rasch modeli veri türetmede, tam veri seti, hipotetik kayıplı veri setlerinde mevcut verilerin analizinde, yanıt fonksiyonu ile değer atanarak ve test eşitleme yaklaşımı ile θ düzeylerini tahmin etme aşamasında kullanılmıştır. Daha sonra, hipotetik kayıp veri setlerinden, test eşitleme yaklaşımı ve yanıt fonksiyonu yöntemi ile değer atama yaklaşımıyla veri setlerinden elde edilen performans ölçütleri, tam veri setinden elde edilen performans ölçütleri ile karşılaştırılmıştır. Rasch analizinden elde edilen kişi parametrelerinin karşılaştırılması amacıyla yanlılık ve hata kareler ortalaması, birey ayırsama indeksi (BAİ) ve Cronbach alfa katsayısı ve kişi uyum istatistikleri incelenmiştir.

*N*: benzetim tekrar sayısını, θ : Veri türetmek için belirlenen gerçek parametre değerini, $\widehat{\theta} = \sum_{i=1}^{N} \widehat{\theta}_i$ mevcut veri analizi veya yaklaşımlar sonucu bulunan veri setinden parametre kestirimlerinin *N* tekrar üzerinden ortalama kestirimi, $Var(\widehat{\theta}) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\widehat{\theta}_i - \widehat{\theta})^2$ , *N* benzetim tekrarlarından bulunan deneysel hatayı gösterir.

Güvenirlik iç tutarlılık kapsamında BAİ ve *Cronbach alfa katsayısı* ile değerlendirilmiştir.

$\text{BAI} = 1 - \frac{Hata\ Kareler\ Ortalaması}{\text{Var}(\widehat{\theta})}$ ve $\text{Cronbach } \alpha = \frac{k}{k-1}\left(1 - \frac{\sum_{i=1}^{k}\sigma_{yi}^2}{\sigma_{xtot}^2}\right)$; k ölçek maddelerinin sayısını, $\sigma_{yi}^2$ $i$ maddesine ilişkin varyansı, $\sigma_{xtot}^2$ gözlenen toplam skorlara ilişkin varyansı belirtir.

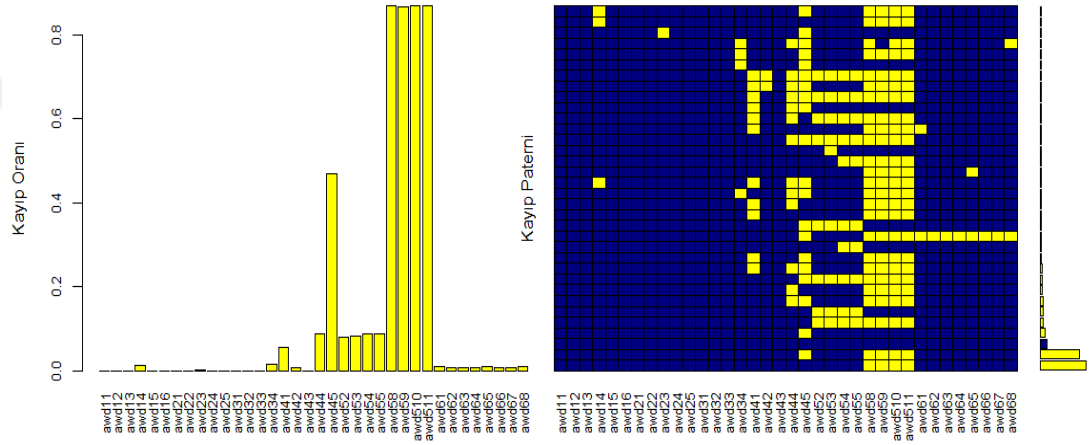
Uyum istatistikleri genel anlamda gözlenen verinin modelden beklenen ile uyumunu ifade etmektedir. Madde-θ etkileşim istatistiği incelendiğinde ki-kare istatistiğine bağlı olarak istatistiksel olarak anlamlı olmayan ki-kare değeri (serbestlik derecesi=(Sınıf aralığı-1)*(yanıt kategori sayısı-1)), maddelere verilen yanıtların hiyerarşik sıralamasının θ düzeyi boyunca değişmediğini göstermektedir. Madde-θ etkileşim istatistiklerinin toplamı, tümel ki kare istatistiği olup, belirli bir serbestlik

derecesinde (madde sayısı× (Sınıf aralığı sayısı-1)) anlamlı olmadığında verinin genel olarak modele uyum sağlandığı sonucuna ulaşılır.

# 3. BULGULAR

## 3.1.Gerçek Veri Seti Bulguları

Bel ağrılı hastalardan oluşan gerçek veri setinde kayıp veri örüntüsü incelendiğinde diğer maddelerden farklı olarak en sık *iş /okul yaşamına* ilişkin maddelerde %89, *Cinsel yaşam* ile ilgili maddede %44.8 kayıp gözlenmiştir. Şekil 3.1'de maddelerin kayıp oranına ilişkin yüzdeler verilmiştir.




**Şekil 3.1** Bel ağrılı hastalarda görülen kayıp veri örüntüsü oran ve dağılımı

Şekil 3.1 veri seti mavi bir bütün olarak düşünüldüğünde sarı renkle ifade edilen kayıp gözlemlerin sistematik olarak *iş /okul yaşamı (D5. 8,9,10,11)* ve *cinsel yaşama (D4.5)* ilişkin maddelerde olduğu görülmüştür. Bu yüzden sistematik kayıp veri sorununa odaklanmak için veri setinin bir alt kümesi olarak en sık gözlenen ilk 4 kayıp örüntüsü 1) n=137 (%48.24) yalnızca *iş /okul yaşamı* kayıp; 2) n=116 (%40.85) *iş /okul yaşamı* ve *cinsel yaşam* maddesi birlikte gözlenen kayıp; 3) n =31 (%10.9) eksiksiz veri grubu; 4) n =13 (% 4.57) yalnızca *cinsel yaşam* maddesinde gözlenen kayıp örüntüsü olmak üzere n=284 birey çalışmanın gerçek veri setini oluşturur.

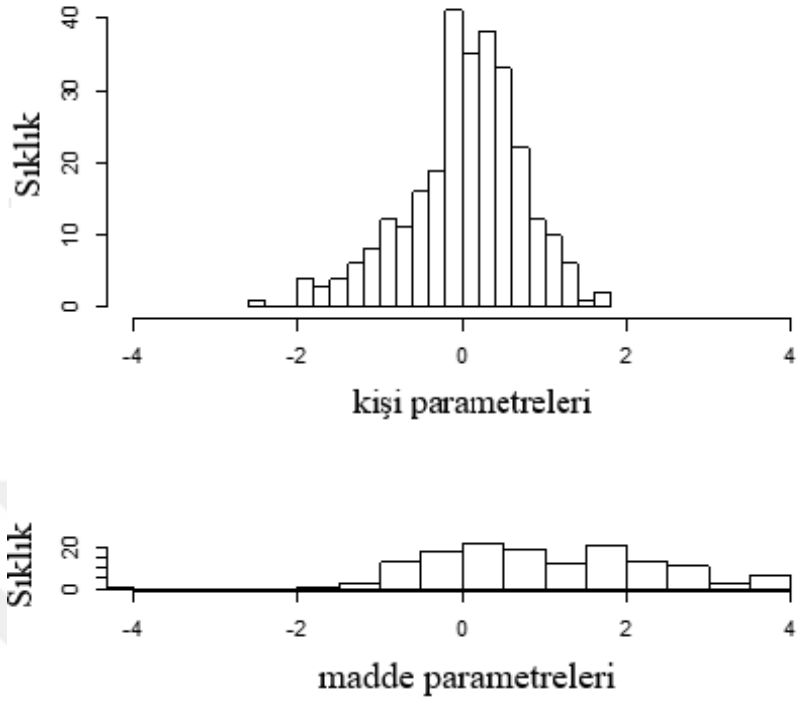
Gerçek veri setinde *iş / okul yaşamı* ve *cinsel yaşam* maddelerinde gözlenen sistematik kaybın ilişkisi ki-kare testi ile incelendiğinde, *iş /okul yaşamı*

maddelerinde gözlenen kaybın ve *cinsel yaşam* maddesinde gözlenen kayıptan bağımsız olduğu Çizelge 3.1'de görülmüştür (Ki-kare istatistiği 1.6534, p değeri=0.1985).

**Çizelge 3.1** Gerçek veri setinde sistematik kayıp gözlenen iki değişkene ilişkin çapraz tablo

| | | | ***Cinsel yaşam*** | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | **Yanıtlanmış** | **Yanıtlanmamış** | **Toplam** |
| ***İş / Okul yaşamı*** | **Yanıtlanmış** | **n** | 13 | 18 | 31 |
| | | **%** | 41,94% | 58,06% | 10,91% |
| | **Yanıtlanmamış** | **n** | 137 | 116 | 253 |
| | | **%** | 54,15% | 45,85% | 89,08% |
| **Toplam** | | **n** | 150 | 134 | 284 |

Ankara Üniversitesi Tıp Fakültesi İbn-i Sina Hastanesi Fiziksel Tıp ve Rehabilitasyon polikliniğine başvuran bel ağrılı n=284 bireyin WHODAS 2.0' ye vermiş oldukları yanıtlar, 0, 1, 2, 3, 4 puanlı kısmi kredi modeli için, beş yanıt kategorisinde teta (engellilik düzeyi) min-max aralığı (-2.563;1.674), eşik değer aralığı 36 madde genelinde (-3.90; 3.340), BAI 0.924, Cronbach alfa katsayısı 0.938 bulunmuştur. Engellilik düzeyi ve eşik değerlerin aynı cetvel üzerinde gösterimi Şekil 3.2'de verilmiştir.




**Şekil 3.11** Gerçek veri setine ilişkin kişi ve madde parametreleri cetveli

36 maddeye ilişkin madde parametreleri ve uyum istatistikleri Çizelge 3.2' de verilmiştir.

**Çizelge 3.1** Gerçek veri setine ilişkin madde parametreleri ve uyum istatistikleri

| madde | β | $b_{ik}$ | $b_{ik}$ | $b_{ik}$ | $b_{ik}$ | outfit | outfit.t | infit | infit.t | p değeri |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1.WD11 | 1,195 | 0,351 | -1,226 | -0,941 | 1,816 | 1,576 | 5,546 | 1,598 | 6,884 | 0,0171 |
| 2.WD12 | 0,210 | -0,462 | 0,069 | -0,218 | 0,611 | 1,473 | 4,450 | 1,413 | 4,553 | <0,001 |
| 3.WD13 | 1,319 | -0,144 | -1,432 | -1,305 | 2,881 | 4,855 | 15,000 | 3,405 | 15,889 | <0,001 |
| 4.WD14 | 0,592 | 0,492 | -0,390 | -0,090 | -0,012 | 5,584 | 18,892 | 4,154 | 19,492 | <0,001 |
| 5.WD15 | 1,625 | -0,502 | -1,282 | -1,010 | 2,794 | 1,566 | 5,217 | 1,543 | 6,406 | <0,001 |
| 6.WD16 | 0,857 | 1,035 | -0,503 | -0,533 | - | 1,337 | 3,084 | 1,472 | 5,725 | <0,001 |
| 7.WD21 | -0,611 | -0,495 | -0,391 | -0,033 | 0,919 | 1,599 | 3,656 | 1,541 | 4,365 | 0,0231 |
| 8.WD22 | 0,296 | -1,400 | -0,645 | -0,957 | 3,001 | 0,761 | -3,363 | 0,745 | -3,758 | 0,0117 |
| 9.WD23 | 0,871 | -0,840 | -1,570 | -0,704 | 3,114 | 2,162 | 9,722 | 2,101 | 9,950 | <0,001 |

**Çizelge 3.12** Gerçek veri setine ilişkin madde parametreleri ve uyum istatistikleri (Devam)

| | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 10.WD24 | 0,132 | -0,739 | -1,307 | -0,873 | 2,920 | 2,778 | 13,260 | 2,481 | 13,041 | <0,001 |
| 11.WD25 | -0,548 | -0,269 | -0,394 | -0,278 | 0,941 | 1,038 | 0,349 | 0,948 | -0,537 | <0,001 |
| 12.WD31 | 1,240 | -0,024 | -0,967 | -0,988 | 1,979 | 0,797 | -2,166 | 0,886 | -1,479 | <0,001 |
| 13.WD32 | 0,937 | -0,616 | -1,130 | -0,980 | 2,726 | 2,164 | 9,788 | 2,197 | 9,932 | <0,001 |
| 14.WD33 | 1,818 | 0,765 | -2,048 | -0,846 | 2,129 | 1,909 | 7,481 | 2,166 | 8,850 | 0,0213 |
| 15.WD34 | 0,901 | 0,128 | -0,618 | -1,162 | 1,652 | 1,493 | 5,292 | 1,534 | 5,896 | 0,0602 |
| 16.WD41 | 1,322 | 1,186 | -1,167 | -0,019 | - | 1,226 | 2,175 | 1,355 | 4,251 | <0,001 |
| 17.WD42 | 1,840 | 1,420 | -2,047 | 0,627 | - | 1,914 | 8,904 | 2,065 | 10,731 | <0,001 |
| 18.WD43 | 1,438 | 1,232 | -1,241 | 0,010 | - | 0,818 | -1,675 | 1,004 | 0,076 | <0,001 |
| 19.WD44 | 1,923 | 0,552 | -1,472 | -0,056 | 0,976 | 1,566 | 5,758 | 1,735 | 7,774 | <0,001 |
| 20.WD45 | 0,869 | -0,935 | -0,672 | -0,959 | 2,566 | 1,673 | 4,167 | 1,558 | 4,027 | 0,0012 |
| 21.WD52 | 0,071 | -0,575 | -0,610 | -0,672 | 1,858 | 0,851 | -1,655 | 0,852 | -1,815 | <0,001 |
| 22.WD53 | 0,080 | -0,560 | -0,664 | -0,672 | 1,896 | 0,669 | -4,923 | 0,690 | -4,686 | <0,001 |
| 23.WD54 | -0,669 | -0,198 | 0,023 | -0,027 | 0,202 | 1,487 | 2,643 | 1,570 | 4,278 | <0,001 |
| 24.WD55 | -0,726 | 0,079 | -0,469 | 0,132 | 0,258 | 3,400 | 8,040 | 3,319 | 10,200 | <0,001 |
| 25.WD58 | -0,685 | -0,255 | 0,175 | 0,080 | - | 6,870 | 4,534 | 3,597 | 4,869 | <0,001 |
| 26.WD59 | 0,530 | -0,182 | -1,534 | -0,149 | 1,866 | 0,887 | -0,406 | 0,896 | -0,394 | <0,001 |
| 27.WD510 | 0,418 | -0,586 | -1,142 | -0,456 | 2,184 | 1,506 | 1,763 | 1,439 | 1,624 | <0,001 |
| 28.WD511 | 0,430 | -0,590 | -1,261 | -0,219 | 2,071 | 0,572 | -1,870 | 0,522 | -2,504 | <0,001 |
| 29.WD61 | 0,344 | 0,426 | -1,306 | 0,021 | 0,859 | 3,497 | 13,451 | 2,459 | 11,543 | 0,0001 |
| 30.WD62 | 1,123 | 0,332 | -1,511 | -1,301 | 2,480 | 1,983 | 8,250 | 2,036 | 9,017 | <0,001 |
| 31.WD63 | 1,627 | 0,643 | -1,863 | -0,087 | 1,307 | 4,084 | 18,376 | 3,489 | 18,989 | 0,0001 |
| 32.WD64 | -0,377 | -3,909 | -0,092 | 0,660 | 3,340 | 5,928 | 26,377 | 4,903 | 23,613 | 0,0430 |
| 33.WD65 | 0,277 | -1,282 | -1,232 | -0,839 | 3,353 | 1,369 | 4,309 | 1,343 | 4,275 | <0,001 |
| 34.WD66 | 1,841 | 0,235 | -0,916 | -1,447 | 2,128 | 1,660 | 5,204 | 1,617 | 5,547 | <0,001 |
| 35.WD67 | 1,189 | -0,167 | -1,557 | -0,742 | 2,465 | 1,527 | 5,503 | 1,560 | 6,049 | 0,0167 |
| 36.WD68 | 0,498 | -0,249 | -1,356 | -0,684 | 2,288 | 2,116 | 8,859 | 2,001 | 8,504 | <0,001 |

Çizelge 3.2 incelendiğinde maddelerin yanıt eşik değerleri arasındaki uzaklık birbirine eşit değildir. Bu durum Rasch analizinde neden kısmi kredi modelinin kullanıldığını daha açık ifade etmektedir.

### 3.2.Benzetim Çalışması Bulguları

Yapılan benzetim çalışmasında veri türetme aşamasında gerçek veri setinin her maddesinin zorluk ve eşik değerlerinin minimum ve maksimum sınırları dikkate alınarak rasgele *Tekdüze* dağılımdan dört eşik değer türetilmiştir.

Sekiz farklı veri senaryosu oluşturulmuş, TRK veri mekanizmasına sahip 0.10, 0.30, 0.50 ve 0.80 oranlarında kayıp veri seti oluşturulmuş, RK mekanizmasına sahip kayıp veri seti, 32 maddelik tıraşlanmış veri, 21 maddelik katılımın kısıtlanması testleti ve 17 maddeden oluşan *İş/okul yaşamı* hariç katılımın kısıtlanması veri seti senaryoları oluşturulmuştur. Yapılan benzetim çalışmasında 1000 MC tekrarı üzerinden gözlenen kayıp veri oranlarının dağılımı Çizelge 3.3'de verilmiştir.

**Çizelge 3.3** 1000 MC tekrarı üzerinden gözlenen ortalama kayıp veri oranları

| | Gözlenen Kayıp Veri Oranları | | |
|---|---|---|---|
| Kayıp Veri Senaryoları | Minimum | Ortalama | Maksimum |
| TRK / KVO: 0.10 | 0.09 | 0.10 | 0.11 |
| TRK / KVO: 0.30 | 0.27 | 0.30 | 0.33 |
| TRK / KVO: 0.50 | 0.46 | 0.50 | 0.53 |
| TRK / KVO: 0.80 | 0.76 | 0.80 | 0.85 |
| RK / KVO: 0.89 | 0.86 | 0.89 | 0.93 |
| 32 madde- iş/okul yaşamı hariç | | | |
| 21 madde, Katılımın kısıtlanması testleti | | | |
| 17 madde, Katılımın kısıtlanması-iş/okul yaşamı hariç | | | |

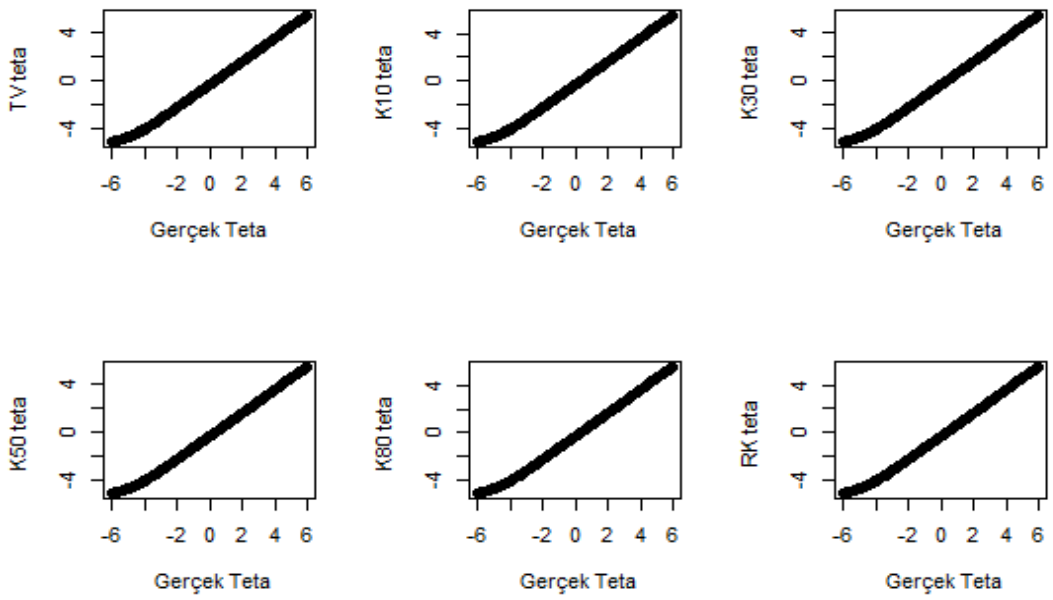
KVO:Kayıp veri oranı

Gerçek veri setinde *İş/okul yaşamı* maddelerinin kayıp olma olasılıklarının bağımlı değişken olarak tasarlandığı lojistik regresyon modelinde *hastalık süresi* değişkeni gerek sürekli gerekte değişkenin kategorik formlarında istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır (sırasıyla p=0,911, p=0,632). *Cinsiyet_K* ve *yaş* değişkeni

teker teker modele eklendiğinde ve birarada modelde anlamlı bulunurken, etkileşim terimi C*insiyet_K*yaş* istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır (p=0,152). Buna göre, yaş düzeltmeli cinsiyet faktörüne bağlı kayıp gözlenme lojistik regresyon modeli kurulmuştur (Bölüm 2.2.4. Kayıp Verilerin Oluşturulması). Gözlenen veriye koşullu dağılımdan veriler türetilerek, elde edilen kişi sırasındaki bireylerin *iş /okul yaşamına* yönelik olan dört maddede yanıtları silinerek RK mekanizmasında oluşturulmuştur.

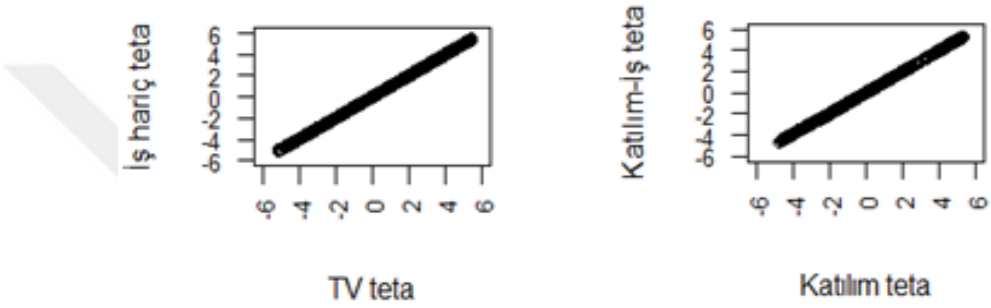
### 3.2.1. Kayıp veri durumunda kişi parametre kestirimlerine ilişkin bulgular

Gerçek teta parametre değerleri ile *TV* bulunan parametre kestirimleri, kayıp veri mekanizması TRK iken (kayıp veri oranına göre *K10, K30, K50, K80*) bulunan parametre kestirimleri ve kayıp veri mekanizması RK iken *(RK)* bulunan parametre kestirimlerinin 45 derecelik doğru üzerinde olduğu Şekil 3.3'de görülmektedir. Buna göre kayıp veri setlerinde mevcut verilerin analizinden elde edilen kestirimlerin de tam veriden bulunan teta kestirimleri ile benzer olduğu söylenebilir.



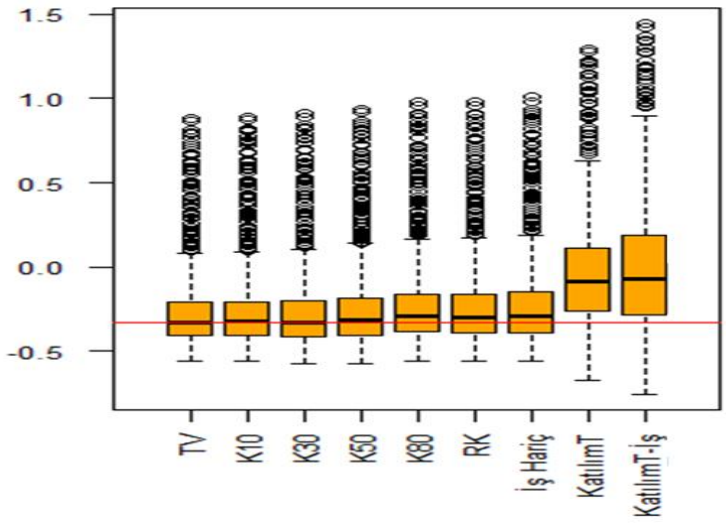

**Şekil 3.3** Tam veriden ve kayıp veri setlerinden bulunan teta kestirimleri ile gerçek teta değerleri arasındaki saçılım grafiği

*İş/okul yaşamı* maddelerinin hariç tutulmasına ilişkin bulguları değerlendirmek amacıyla TV setinden çıkarıldığında bulunan teta parametre kestirimleri ile TV setinden bulunan teta kestirimlerinin saçılım grafiğinin 45 derecelik doğru üzerinde olduğu Şekil 3.4'de verilmiştir. Benzer şekilde *İş/okul yaşamı* maddelerinin *katılım testletinden* hariç tutulduğunda bulunan teta parametre kestirimleri ile *katılım testletinden* bulunan teta parametre kestirimlerinin saçılım grafiğinin de 45 derecelik doğru üzerinde olduğu Şekil 3.4'de görülmektedir.



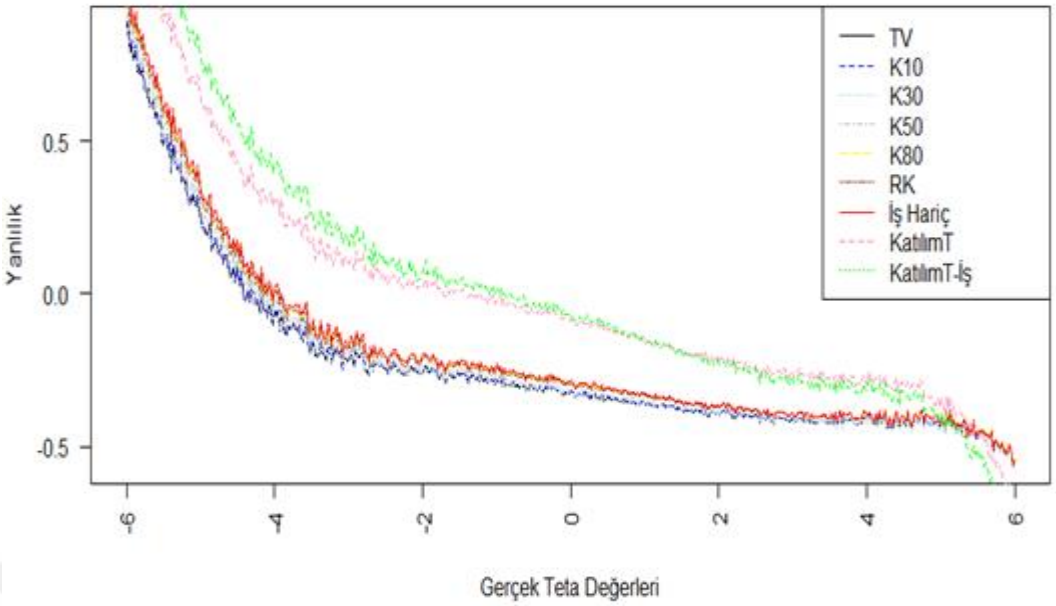

**Şekil 3.24** İş/okul yaşamı maddelerinin hariç tutulmasına ilişkin teta kestirimlerinin saçılım grafiği

Veri türetmede belirlenen gerçek parametre değerleri ile kayıp veri setlerinden elde edilen parametre kestirimlerinin karşılaştırılması için 1000 MC tekrarından hesaplanan yanlılık $\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\widehat{\theta}_i - \theta)$ ve hata kareler ortalaması $\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\widehat{\theta_i} - \theta)^2 + \mathrm{Var}(\hat{\theta}_i)$ değerlerinin, 500 kişi parametresi örneklemi üzerinden gösterdiği dağılımlara ilişkin kutu grafikleri Şekil 3.5'de verilmiştir.



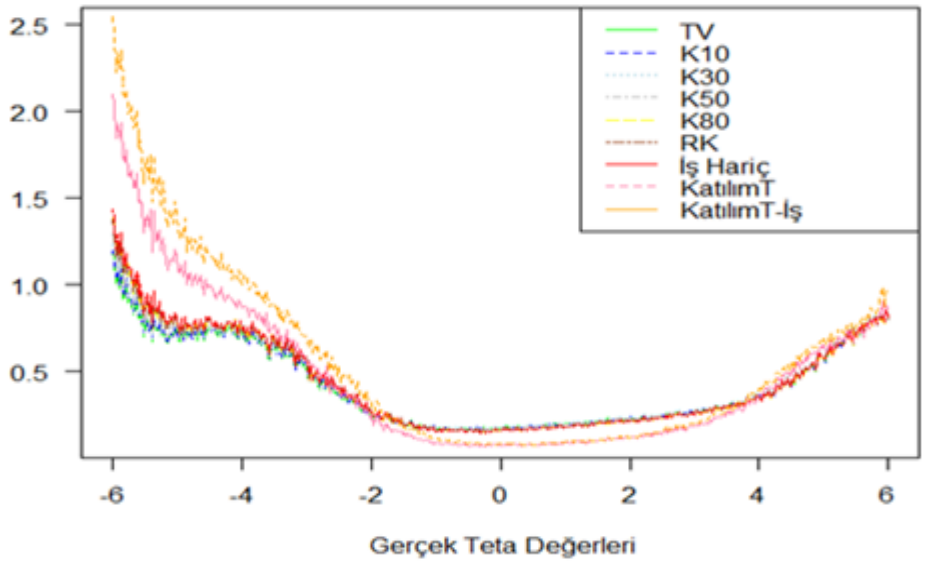

**Şekil 3.25** Kişi parametrelerine ilişkin yanlılığın kutu grafiği

Gerçek kişi parametre değerleri (θ) ile kayıp veri setlerinden elde edilen parametre kestirimleri ($\hat{\theta}$) arasındaki yanlılık değerlerinin, 500 kişi parametresi için dağılımlarına bakılacak olursa, *TV* de, kayıp veri mekanizması TRK ve kayıp veri oranı 0.10, 0.30, 0.50, 0.80 iken, kayıp veri mekanizması *RK* iken ve *iş/okul yaşamı soruları hariç* tutulduğunda 32 maddelik veri setinde bulunan kestirimlerdeki yanlılığın sıfıra yakın ve pozitif yönlü yanlılık olduğu görülmektedir. *Katılım testleti(21 madde)* ve *iş/okul yaşamı soruları hariç katılım testletinde* (17 madde) yanlılık farklı ve daha yaygın görülmektedir. Yanlılığın veri setlerinde gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği Şekil 3.6'da görülmektedir. *TV* setinde yanlılığın tetanın uç değerlerinde sıfırdan uzaklaştığı görülmektedir. TRK kayıp veri setlerinde ve mekanizma *RK* iken yanlılık *TV* setinde görülen yanlılığa çok benzer gözlenirken, maddeler dışarda tutulduğu madde sayısının azaldığı testlet durumunda daha yüksek yanlılık gözlenmektedir. Gerçek kişi parametrelerinin (-6,-4) aralığında kestirilen kişi parametrelerinin ($\hat{\theta}$) daha yüksek gözlendiği, yanlılığın hızla 0 a yaklaştığı (-4,4) aralığında sıfıra yakın ve daha monoton olduğu, (4,6) aralığında negatif yönlü sıfırdan uzaklaştığı görülmektedir.



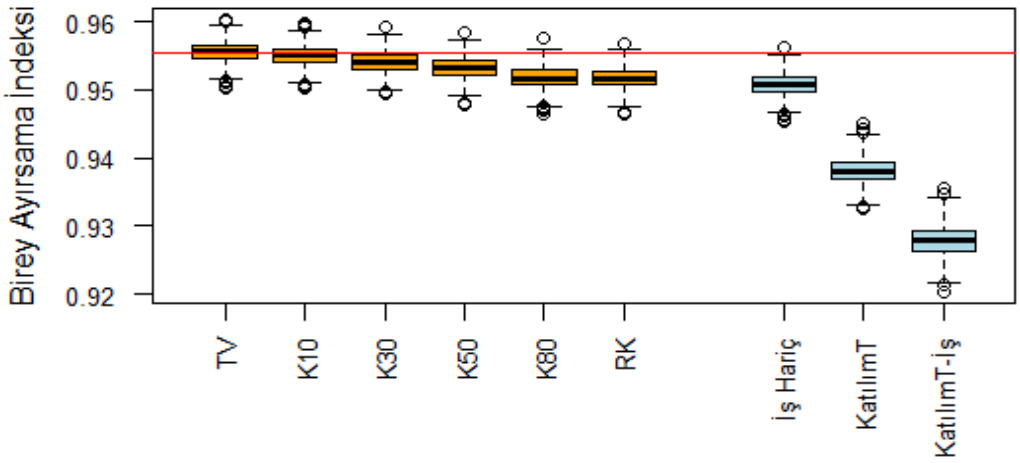

**Şekil 3.6** Eksik veri setlerinde yanlılığın gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği

Teta kestirimlerinin hata kareleri ortalaması bakımından değerlendirildiğinde, Şekil 3.7'de *TV, K10, K30, K50, K80, RK* ve *İş/okul yaşamı* maddeleri hariç tutulduğunda hata kareleri ortalaması eğrisinin tetanın tüm değerlerinde çakıştığı görülmektedir. Hata kareleri ortalaması 21 maddelik *katılım testletinde* ve 17 maddelik katılım testletinden *iş/okul yaşamı* maddeleri hariç tutulduğunda, tetanın (-6,-2) değerlerinde *TV* ye kıyasla daha yüksek hesaplandığı görülmektedir.



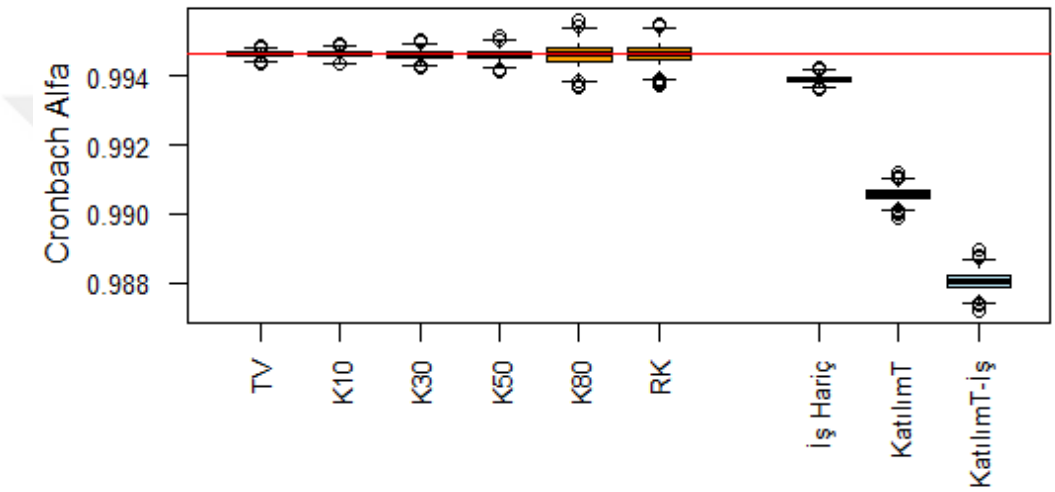

**Şekil 3.7** Hata kareler ortalamasının kayıp durumunda veri setlerinde gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği

BAİ'ne ilişkin kutu grafiği Şekil 3.8'de görülmektedir. Kayıp oranı artarken *K10, K30, K50, K80, RK* veri setlerinde, *TV*'de gözlenen BAI'den giderek daha düşük, madde sayısı azaldıkça *İş/okul yaşamı* maddeleri hariç tutulduğunda, *Katılım testletinde* ve *Katılım testletinden iş/okul yaşamı maddeleri hariç tutulduğunda* daha belirgin düşüş gözlenmektedir.




**Şekil 3.28** Kayıp durumunda veri setlerinde veri setlerinde Birey Ayırsama İndeksine ilişkin kutu grafiği

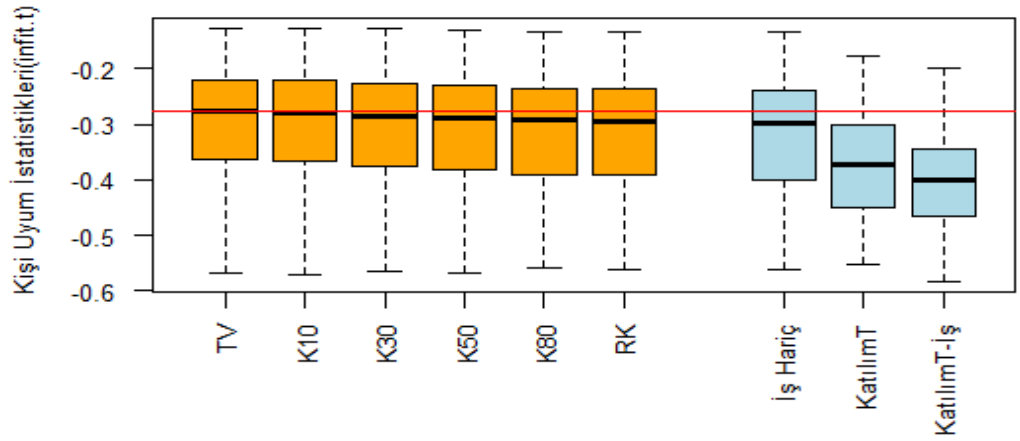
Cronbach alfa katsayısına ilişkin kutu grafiği Şekil 3.9'da görülmektedir. Kayıp oranı artarken *K10, K30,K50, K80, RK* veri setlerinde, *TV*'de gözlenen Cronbach alfa katsayısına yakın medyan değerde ancak daha yaygın değerler gözlenirken, *İş/okul yaşamı* maddeleri hariç tutulduğunda, *Katılım testletinde* ve *Katılım testletinden iş/okul yaşamı maddeleri hariç tutulduğunda* Cronbach alfa katsayısı düşüş göstermektedir.



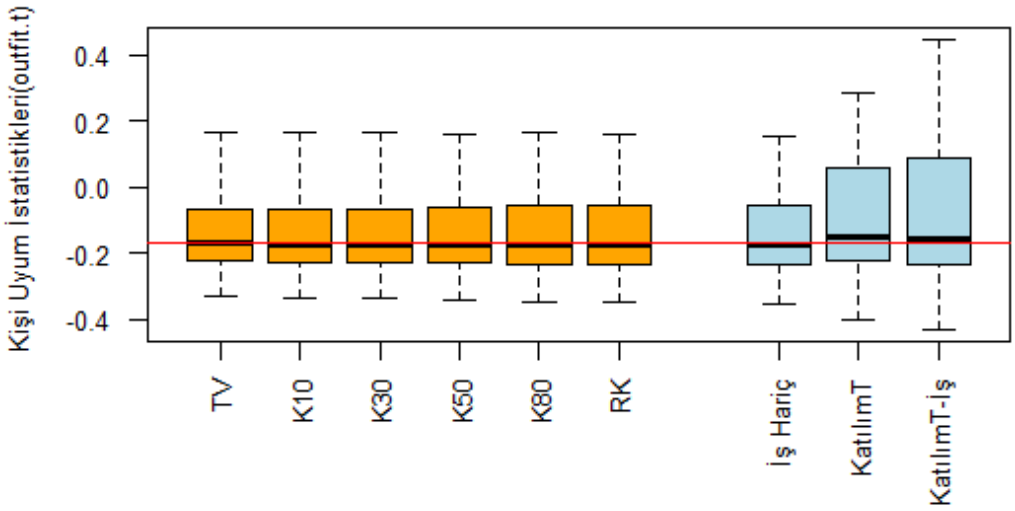

**Şekil 3.2** Kayıp durumunda veri setlerinde veri setlerinde Cronbach alfa katsayısına ilişkin kutu grafiği

*TV* ve kayıp veri setlerinden bireyler için elde edilen standardize uyum istatistiklerinin (infit ve outfit) kutu grafikleri sırasıyla Şekil 3.10 ve Şekil 3.11'de verilmiştir. *TV* setinden elde edilen *infit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) -0.305 (0.117)'dir. Bu değerlerin ortalaması 0, standart sapması 1 değerine yakın olduğu için hastaların modele yeterli uyum gösterdiği söylenir. *K10, K30, K50, K80* ve *RK* veri setlerinde uyum istatistikleri *TV* setine benzer elde edilmiştir. *İş/okul yaşamı* maddelerinin hariç tutulduğu veri seti kümesinde *infit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) -0.323 (0.116)'dir, *katılım testletinde infit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) -0.371 (0.0944)'dir ve İş/okul yaşamı maddelerinin katılım testletinden hariç tutulduğunda *infit* uyum istatistiği ortalaması

(standart sapması) -0.401 (0.092)'dir. *infit* standardize uyum istatistikleri negatif yönlü artış göstermektedir. Ancak değerlerin ortalaması 0, standart sapması 1 değerine yakın olduğu için bireylerin modele yeterli uyum gösterdiği söylenebilir.




**Şekil 3.2** Tam veride ve kayıp veri setlerinden bulunan standardize uyum istatistiklerinin (infit standardize t istatistiği) kutu grafiği




**Şekil 3.11** Tam veride ve kayıp veri setlerinden bulunan standardize uyum istatistiklerinin (outfit standardize t istatistiği) kutu grafiği

*TV* setinden elde edilen *outfit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) -0.305 (0.118)'dir. *İş/okul yaşamı* maddelerinin hariç tutulduğu veri seti kümesinde *outfit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) -0.140 (0.122)'dir, *katılım testletinde outfit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) -0.095 (0.171)'dir ve *İş/okul yaşamı* maddelerinin *katılım testletinden* hariç tutulduğunda *outfit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) -0.083 (0.206)'dir.

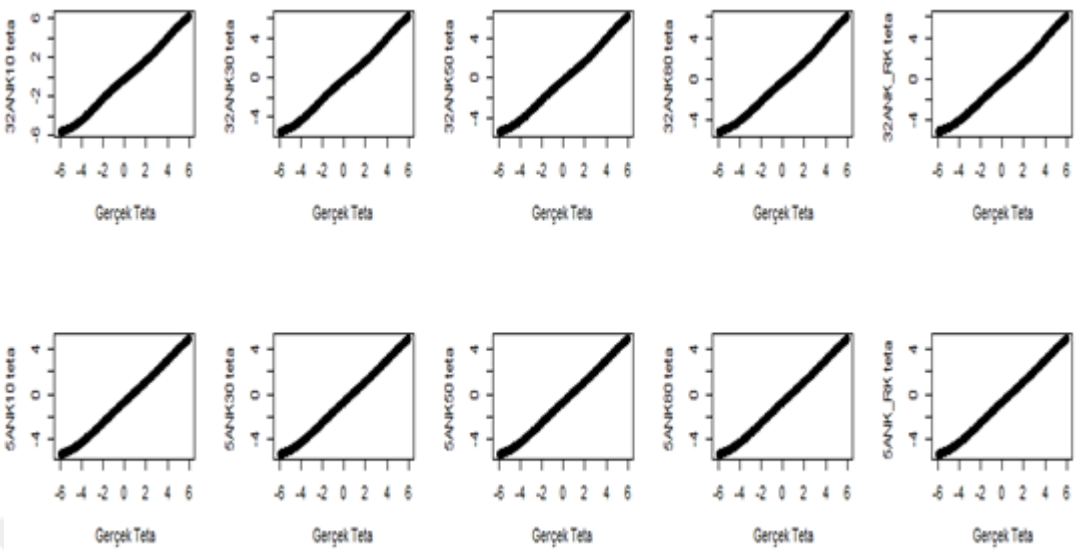
Madde-θ etkileşim istatistiklerinin ki-kare değerleri (serbestlik derecesi=16) maddelere verilen yanıtların hiyerarşik sıralamasının θ düzeyi boyunca değişmediğini göstermektedir. Madde-θ etkileşim istatistiklerinin ki-kare değerleri toplamı, tümel ki kare etkileşim istatistiği belirlenen serbestlik derecesinde (*TV, K10, K30, K50, K80 ve RK için* 36× 4 = 144; *İş hariç* veri seti için 32× 4 = 128; *Katılım testleti* için 21× 4 = 84, *KatılımT-İş hariç* için 17× 4 = 68 ) anlamlı olmadığı görülmüş böylelikle *TV, K10, K30, K50, K80 ve RK, İş/okul yaşamı* maddeleri hariç tutulduğunda, *Katılım testletinde* ve *Katılım testletinden iş/okul yaşamı maddeleri hariç tutulduğunda* genel olarak modele uyum sağlandığı sonucuna ulaşılır. *TV* de

olduğu gibi veri setlerinin tamamında da 1000 MC tekrarı üzerinden % 100'ü anlamlı olmayan olasılık değerlerinde tümel ki kare istatistikleri elde edilmiştir.

### 3.2.2. Test eşitleme yöntemi ile analiz edildiğinde kişi parametre kestirimlerine ilişkin bulgular

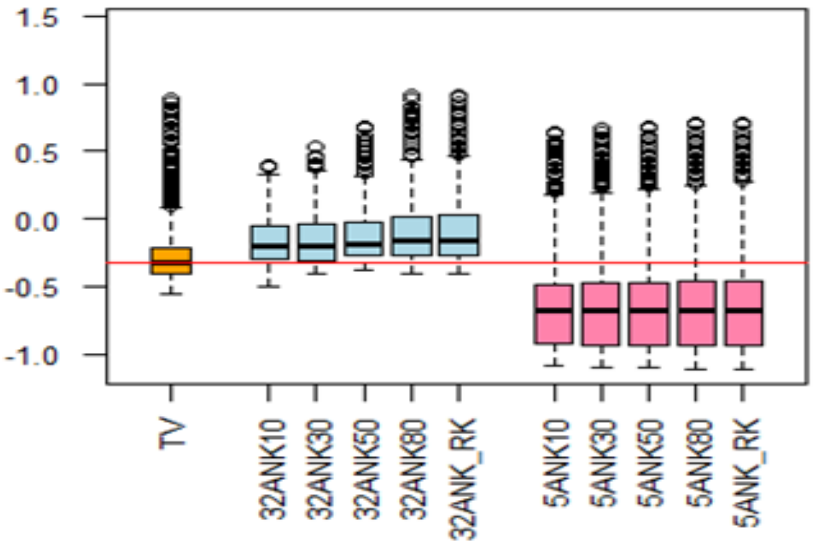
İş /okul yaşamı maddelerinde gözlenen yapısal kayıp, ankor analizleri ile değer atamak amacıyla ilk adımda, iş /okul yaşamı maddeleri hariç olmak üzere, ölçeğin 32 maddesine KKM analizi yapılmıştır. Rasch modeline iyi uyum sağlamak için gerekli ayarlamalar yapıldıktan sonra, ilgili madde zorlukları ve eşikleri hesaplanmıştır. İkinci adımda, 32 madde için hesaplanan madde zorlukları ve bu madde setlerinin eşik değerleri, iş /okul yaşamı maddeleri ve bu maddelere cevap verenler için zorluklarını hesaplamak için çapa görevi görmüştür. Böylelikle sabitleme, alt grup için θ tahminlerinin, iş /okul yaşamı hakkında ek bilgi içeren bir düzeltme yapılmasını sağlar.

Kayıp veri setlerine test eşitleme yaklaşımı ile analiz edildiğinde bulunan parametre kestirimlerini incelemek amacıyla 2 farklı sabitlenmiş ankor madde seti kullanılmıştır. 32 madde sabitlenerek test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setleri (kayıp veri oranına ve mekanizmasına göre *32ANK10, 32ANK30, 32ANK50, 32ANK80, 32ANK_RK*); DAS5 Yaşam faaliyetlerine ilişkin maddeler sabitlenerek test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setleri (kayıp veri oranına ve mekanizmasına göre *5ANK10, 5ANK30, 5ANK50, 5ANK80, 5ANK_RK*) oluşturulmuştur. *İş/okul yaşamı* maddeleri hariç 32 madde sabitlenerek test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinden elde edilen parametre kestirimleri, tetanın orta değerlerinde 45 derecelik doğrudan saptığı görülmektedir. DAS5 Yaşam faaliyetlerine ilişkin maddeler sabitlenerek test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinden elde edilen parametre kestirimlerinin 45 derecelik doğru üzerinde olduğu görülür (Şekil 3.12).



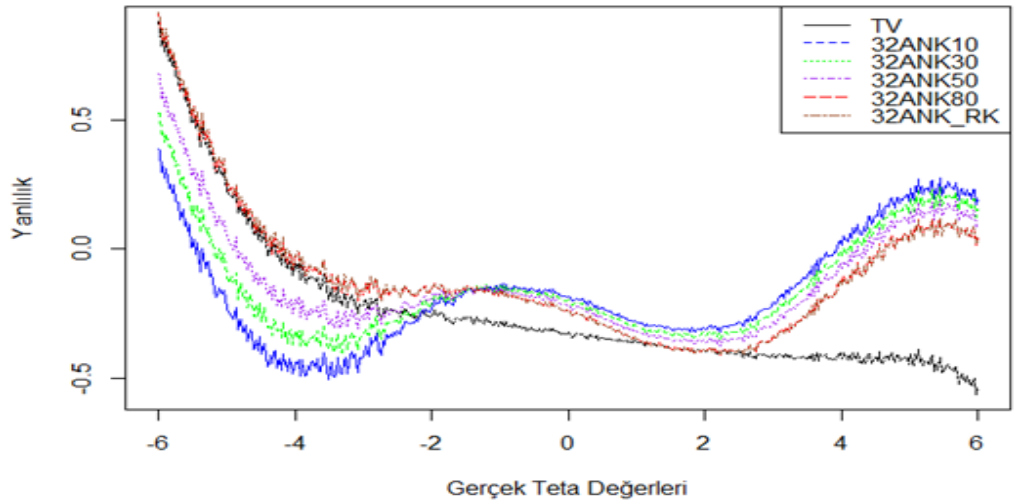

**Şekil 3.12** Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerine ilişkin teta kestirimlerinin saçılım grafiği

Veri türetmede belirlenen gerçek kişi parametre değerleri (θ) ile kayıp veri setlerine değer atama yöntemleri ile tamamlanmış veri setlerinden bulunan parametre kestirimlerinin karşılaştırılması için 1000 MC tekrarından hesaplanan yanlılık ve hata kareleri ortalaması değerlerinin, 500 kişi parametresi üzerinden gösterdiği dağılımlara ilişkin grafikler verilmiştir. Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde yanlılık, 32 ankor maddesi ile sabitlenen tamamlanmış veri setinde, DAS 5 maddeleri ile sabitlenen tamamlanmış veri setlerinde kıyasla *TV*'e daha yakın ve kayıp oranı artarken yanlılığın yaygınlığının da arttığı görülmektedir. DAS 5 maddeleri ile sabitlenen tamamlanmış veri setlerinde yanlılığın negatif yönlü arttığı, diğer bir deyişle kestirilen kişi parametre değerlerinin gerçek teta değerlerinden daha düşük kestirildiği gözlenmiştir. Şekil 3.13'de kişi parametrelerine ilişkin yanlılığın kutu grafiği verilmiştir.



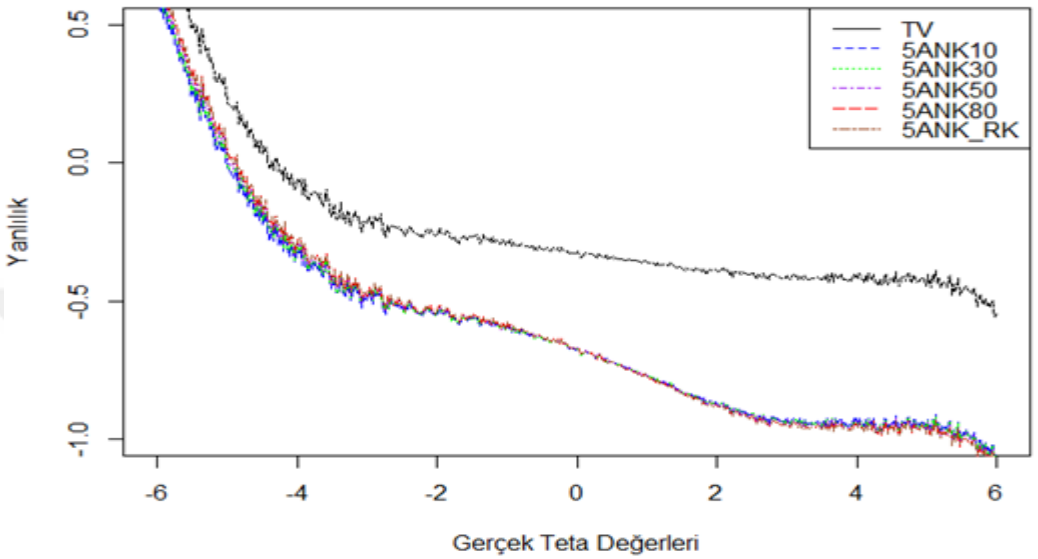

**Şekil 3.13** Kişi parametrelerine ilişkin yanlılığın kutu grafiği

Şekil 3.14'de yanlılığın 32 madde ile sabitlenen test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği görülmektedir. Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen *32ANK10*, *32ANK30*, *32ANK50*, *32ANK80*, *32ANK_RK* veri setlerinde yanlılık *TV* de gözlenen yanlılıktan farklı ve dalgalı görülmektedir. %86 oranda kayıp gözlenen RK mekanizması ve %80 kayıp oranında türetilen TRK mekanizmasında veri setleri 32 maddelik test eşitleme yaklaşımı ile analizinde benzer eğriler göstermektedir.



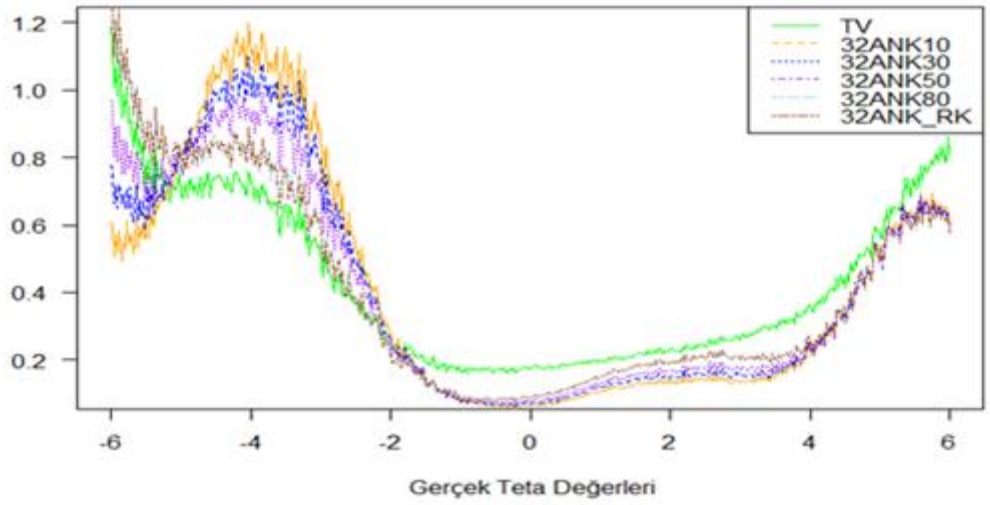

**Şekil 3.14** 32 madde ile sabitlenerek test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde yanlılığın gerçek teta değerleri ile saçılım grafiği

Şekil 3.15'de yanlılığın DAS 5 maddeleri ile sabitlenerek test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği görülmektedir. Test eşitleme yaklaşımı ile tahmin edilen *5ANK10, 5ANK30, 5ANK50, 5ANK80, 5ANK_RK* veri setlerinde θ parametrelerine ilişkin yanlılık *TV* setinden farklı olduğu görülmektedir.



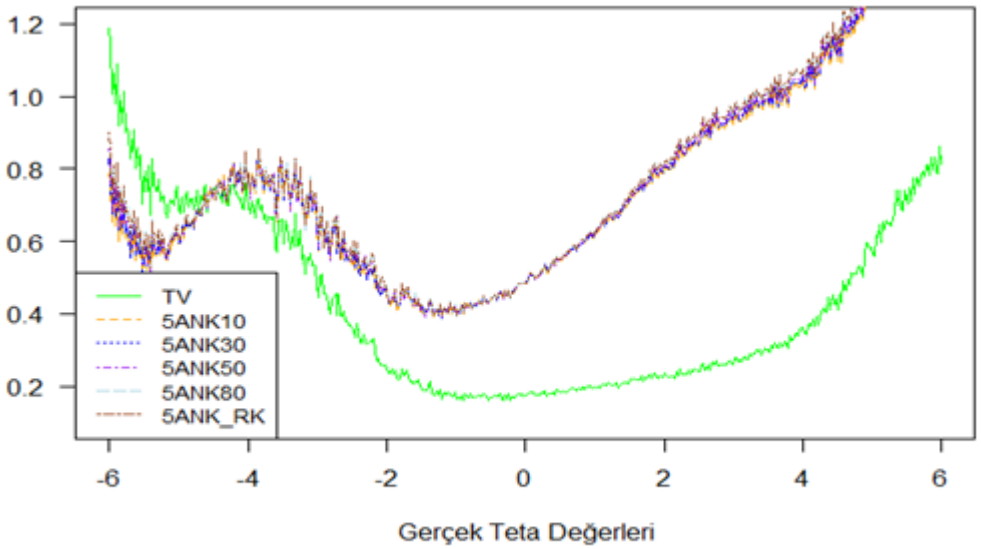

**Şekil 3.15** DAS5 maddeleri ile sabitlenerek test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde yanlılığın gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği

Şekil 3.16'da 32 madde ile sabitlenerek test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde kestirilen teta parametrelerinin hata kareler ortalamasının gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği görülmektedir. Veri setlerinde hata kareler ortalaması *TV* de gözlenen hata kareler ortalaması azalırken daha fazla azalma, artarken de daha hızlı artma eğiliminde olduğu görülmektedir. %86 oranda kayıp gözlenen RK mekanizması ve %80 kayıp oranında türetilen TRK mekanizmasında veri setleri 32 maddelik test eşitleme yaklaşımı ile analiz edildiğinde benzer değerler göstermektedir.



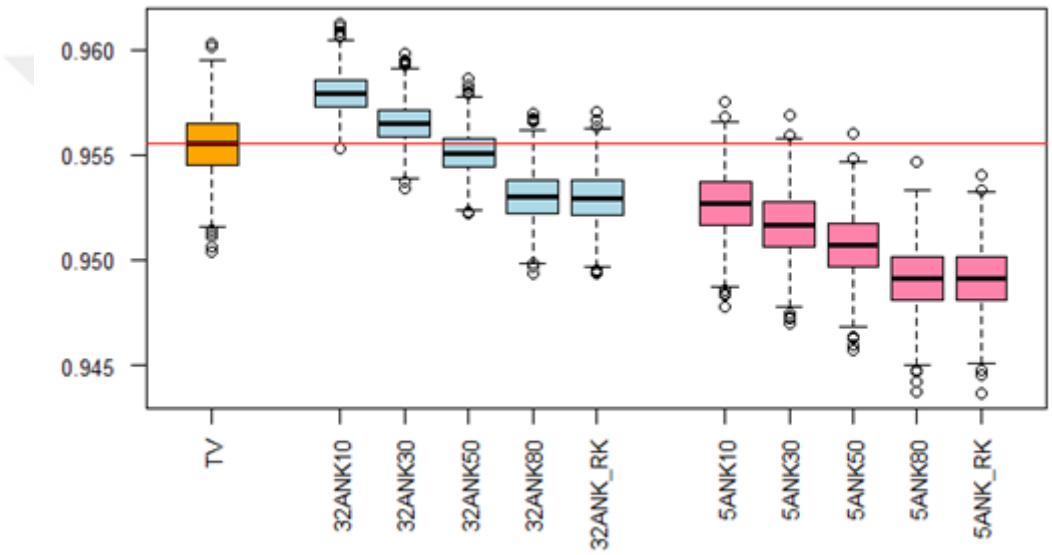

**Şekil 3.16** Hata kareler ortalamasının 32 ankor maddesi ile değer atandığında gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği

Şekil 3.17'de DAS 5 maddeleri ile sabitlenerek test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen teta parametrelerinin hata kareler ortalamasının gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği görülmektedir. Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde hata kareler ortalamasının *TV* de gözlenen hata kareler ortalaması farklı olduğu görülmektedir.



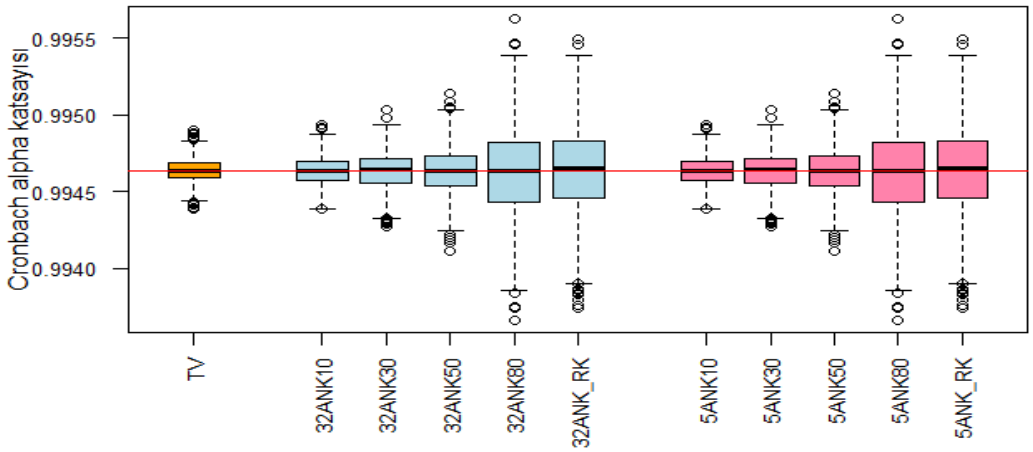

**Şekil 3.17** Hata kareler ortalamasının 5 ankor maddesi ile değer atandığında gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği

Birey ayırsama indeksine ilişkin kutu grafiği Şekil 3.18'de görülmektedir. 32 maddenin sabitlendiği yöntemde, DAS5 maddelerinin sabitlenmesine kıyasla *TV* daha yakın BAI değerleri görülmektedir. *32ANK10, 32ANK30* veri setlerinde, *TV*'de gözlenen BAI'den daha yüksek gözlenmesi, kayıp veri yerine değer atamanın modelin lehine çalıştığını göstermektedir. *32ANK50, 32ANK80, 32ANK_RK* tamamlanan veri setlerinde ve *5ANK10, 5ANK30, 5ANK50, 5ANK80, 5ANK_RK* veri setlerinde *TV*'de gözlenenden daha düşük BAI değerleri bulunmuştur. DAS5 maddeleri ile tamamlanan setlerde kayıp veri oranı artarken BAI deki düşüş artmıştır.



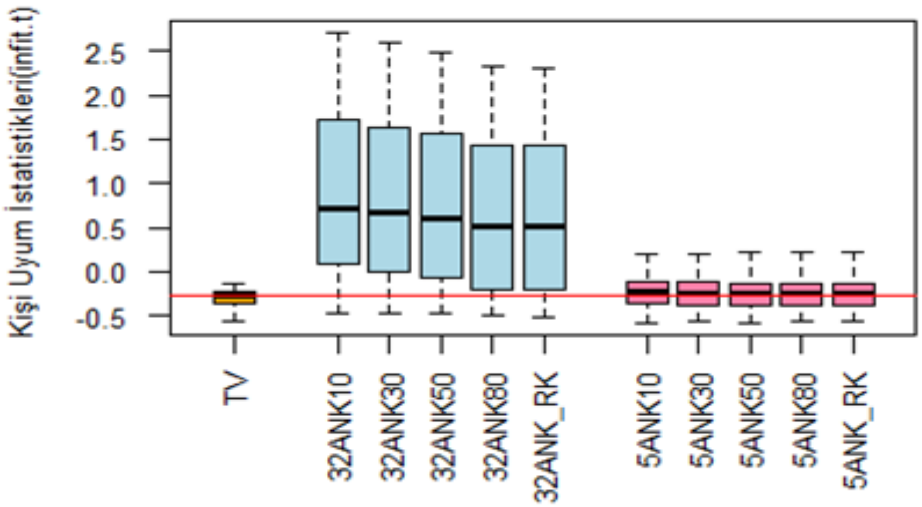

**Şekil 3.18** Birey Ayırsama İndeksine ilişkin kutu grafiği

Cronbach alfa katsayısına ilişkin kutu grafiği Şekil 3.19'da görülmektedir. TV de gözlenen Cronbach alfa katsayısına yakın medyan değerde ancak daha yaygın değerler olduğu gözlenmektedir. Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edildiğinde her iki sabit madde durumunda kayıp veri oranı artarken Cronbach alfa katsayısı kestirimlerinin yaygınlığı artmış ve çok benzer medyan kestirimleri elde edilmiştir.



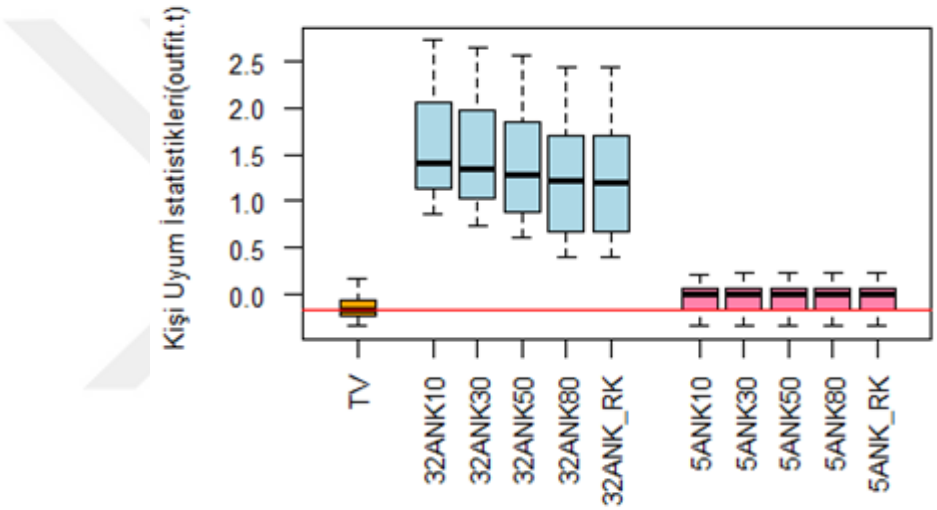

**Şekil 3.19** Cronbach alfa katsayısına ilişkin kutu grafiği

Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde standardize uyum istatistiklerinin (*infit* ve *outfit*) kutu grafikleri sırasıyla Şekil 3.20 ve Şekil 3.21'de verilmiştir. DAS5 maddeleri ile sabitlenerek test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde standardize *infit* ve *outfit* uyum istatistikleri TV'e yakın değerler elde edilmiştir.




**Şekil 3.20** Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde standardize uyum istatistiklerinin (infit standardize t istatistiği) kutu grafiği

32 madde ile analiz edilen veri setlerinde 0.10 kayıp değer atandığında *32ANK10* i*nfit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) 0.932 (0.967)'dir; 0.30 kayıp değer atandığında *32ANK30 infit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) 0.855 (0.944)'dir; 0.50 kayıp değer atandığında *32ANK50 infit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) 0.777 (0.925)'dir; 0.80 kayıp değer atandığında *32ANK50 infit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) 0.658 (0.902)'dir; ve RK mekanizmasında kayıp değer atandığında *32ANK_RK infit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) 0.653 (0.901)'dir.




**Şekil 3.21** Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setlerinde standardize uyum istatistiklerinin (outfit standardize t istatistiği) kutu grafiği

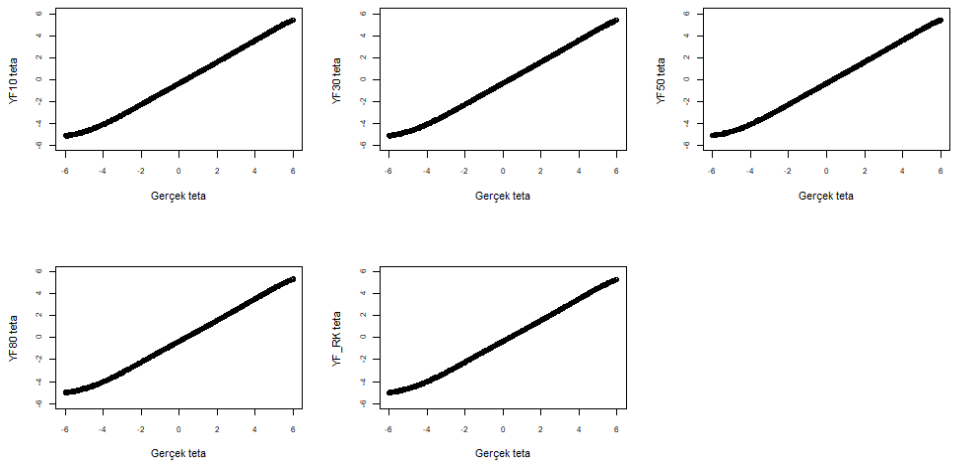
32 madde ile sabitlenerek analiz edilen veri setlerinde 0.10 kayıp değer atandığında *32ANK10 outfit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) 1.600 (0.567)'dir; 0.30 kayıp değer atandığında *32ANK30 outfit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) 1.504 (0.570)'dir; 0.50 kayıp değer atandığında *32ANK50 outfit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) 1.408 (0.579)'dir; 0.80 kayıp değer atandığında *32ANK50 outfit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) 1.261

(0.601)'dir; ve RK mekanizmasında kayıp değer atandığında *32ANK_RK outfit* uyum istatistiği ortalaması (standart sapması) 1.255 (0.602)'dir.

Çalışmanın bu aşamadan sonraki bulgularında Yanıt fonksiyonu ile değer ataması üzerine bulgular sunulmuştur. Test eşitleme yaklaşımı ile ilgili değerlendirme tartışma bölümünde verilmiştir.

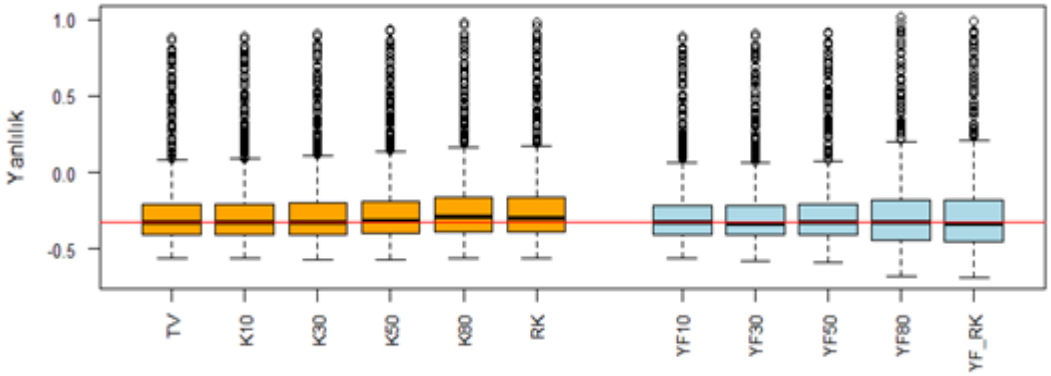
### 3.2.3. Yanıt fonksiyonu ile değer atandığında kişi parametre kestirimlerine ilişkin bulgular

Gerçek teta değerleri ile kayıp veri setine yanıt fonksiyonu yöntemi (YF) ile değer ataması yapıldığında bulunan kişi parametre kestirimlerinin incelemek amacıyla (kayıp veri oranına ve mekanizmasına göre *YF10, YF30, YF50, YF80, YF_RK*) Şekil 3.22'de saçılım grafiği verilmiştir. YF ile değer atanarak tamamlanan veri setlerinden elde edilen kişi parametre kestirimlerinin 45 derecelik doğru üzerinde olduğu görülür.



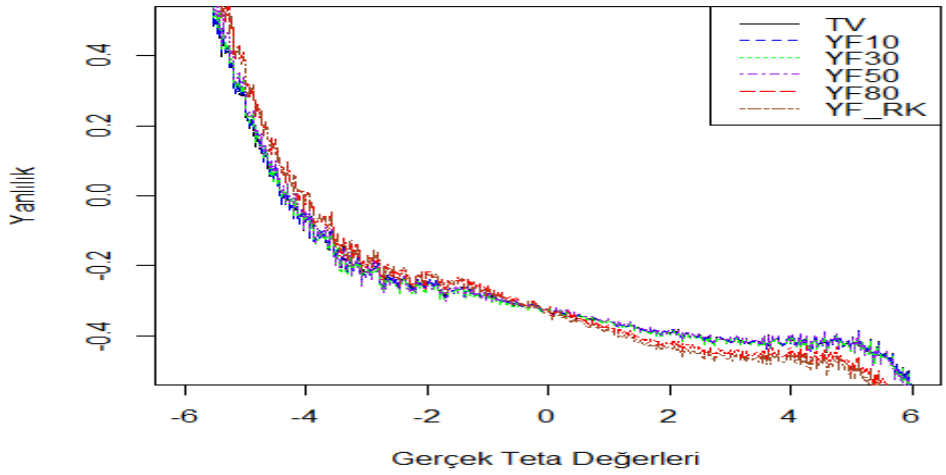

**Şekil 3.22** YF ile değer atanmasına ilişkin teta kestirimlerinin saçılım grafiği

Şekil 3.23'de YF ile değer atanarak tamamlanan veri setlerinde yanlılığın hem TV ile hem de kayıplarla mevcut verilerin analizinden elde edilen yanlılık ile benzer dağıldığı görülmüştür.



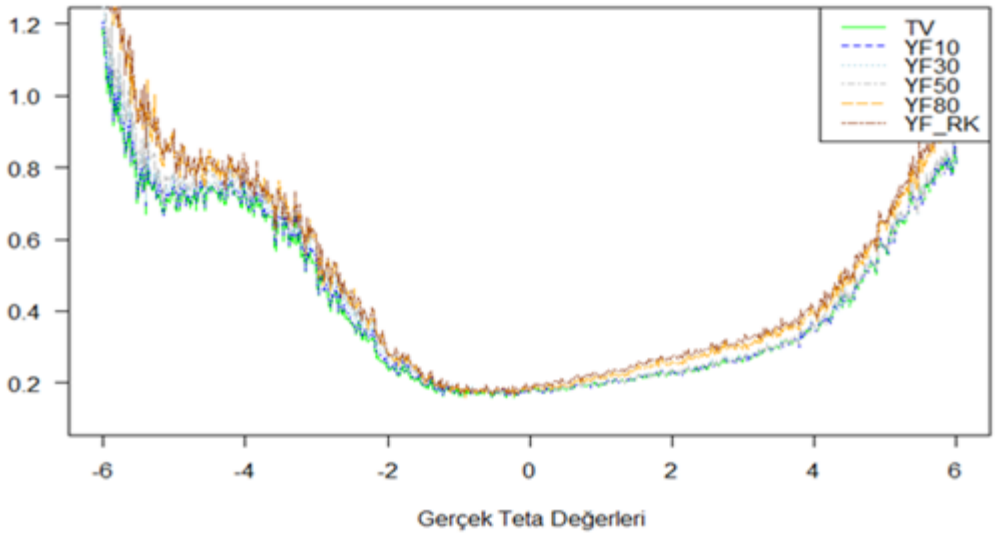

**Şekil 3.23** YF ile tamamlanan veri setlerinde kişi parametrelerine ilişkin yanlılığın kutu grafiği

Yanlılığın veri setlerinde gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği Şekil 3.24'de görülmektedir. Yanlılık eğrileri YF ile değer atanan veri setlerinde *TV* ile çakışmaktadır.



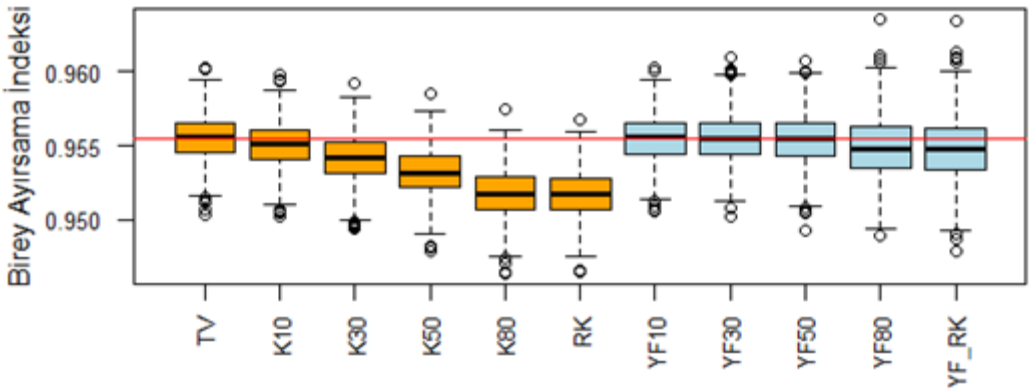

**Şekil 3.24** YF ile değer atanan veri setlerinde yanlılığın gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği

Hata kareleri ortalaması eğrisinin gerçek tetanın tüm değerlerinde Şekil 3.25'de görülen *K10, K30, K50, K80, RK* gibi YF ile değer atanan veri setlerinde de TV ile çakıştığı görülmektedir.



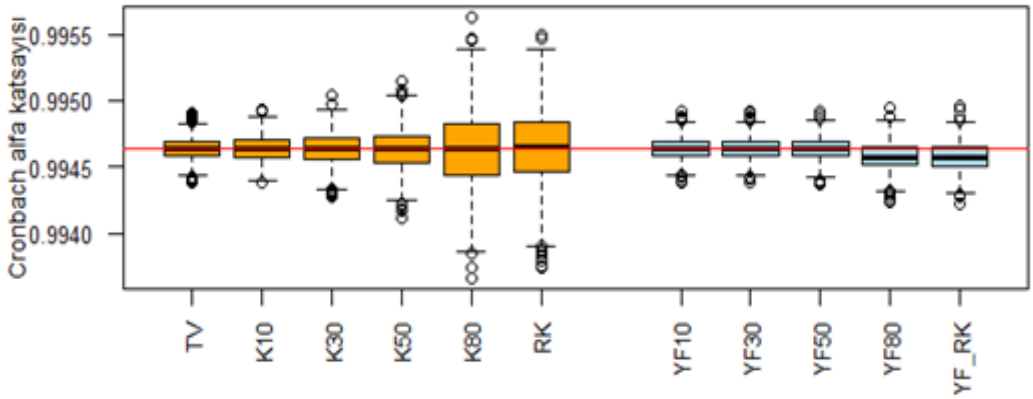

**Şekil 3.25** YF ile değer atanan veri setlerinde hata kareleri ortalamasının gerçek teta değerleri ile çizgi grafiği

Birey Ayırsama İndeksine ilişkin kutu grafiği Şekil 3.26'da görülmektedir. Kayıp oranı artarken *K10, K30, K50, K80, RK* veri setlerinde, *TV*'de gözlenen BAI'den daha düşük gözlenirken YF ile değer atanarak tamamlanan veri setlerinde *TV*'e daha yakın BAI değerleri görülmektedir.




**Şekil 3.26** YF ile tamamlanan veri setlerinde Birey Ayırsama İndeksine ilişkin kutu grafiği

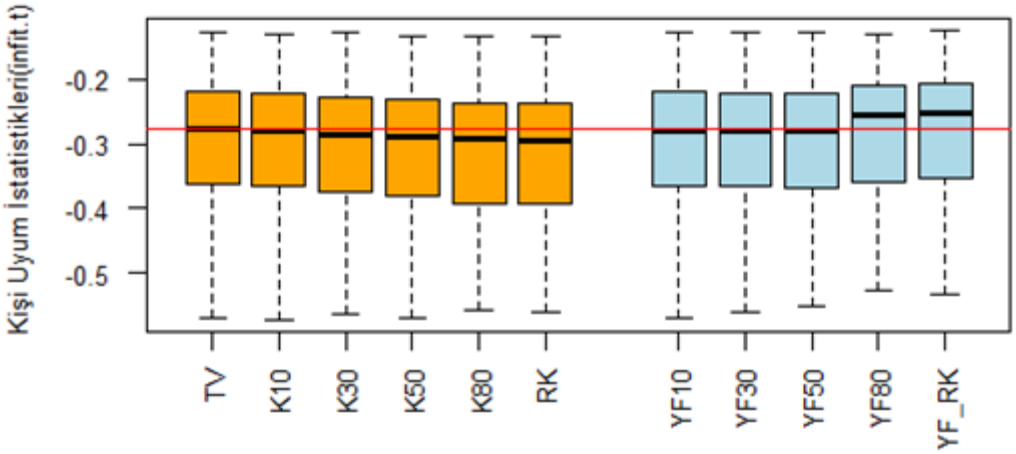
Cronbach alfa katsayısına ilişkin kutu grafiği Şekil 3.27'de görülmektedir. Kayıp oranı artarken *K10, K30,K50, K80, RK* veri setlerinde, *TV*'de gözlenen Cronbach alfa katsayısına yakın ortanca değerde ancak daha yaygın değerler gözlenirken, YF ile tamamlanan veri setlerinde, Cronbach alfa katsayısı için kestirilen değerlerde yaygınlık *TV*'deki yaygınlığa çok yakın elde edilmiştir.



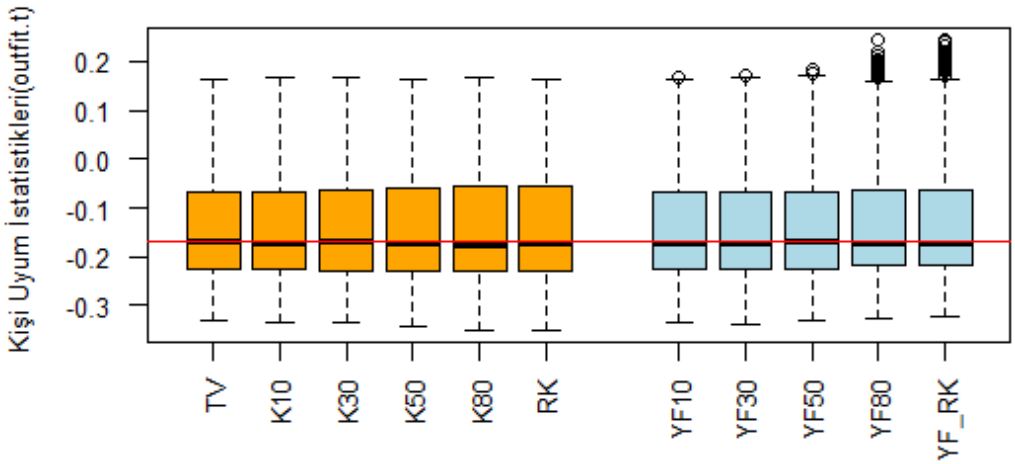

**Şekil 3.27** Cronbach alfa katsayısına ilişkin kutu grafiği

YF yöntemi ile değer atanan veri setlerinde standardize uyum istatistiklerinin (*infit* ve *outfit*) kutu grafikleri sırasıyla Şekil 3.28 ve Şekil 3.29'da verilmiştir. YF

yöntemi ile değer atanan veri setlerinde standardize *infit* ve *outfit* uyum istatistikleri *TV*'e çok yakın değerler elde edilmiştir.




**Şekil 3.28** YF yöntemi ile değer atanan veri setlerinde standardize uyum istatistiklerinin (infit standardize t istatistiği) kutu grafiği




**Şekil 3.229** YF yöntemi ile değer atanan veri setlerinde standardize uyum istatistiklerinin (outfit standardize t istatistiği) kutu grafiği

Madde-θ etkileşim istatistiği incelendiğinde ki-kare istatistiğine bağlı olarak verilen ve θ düzeyi boyunca değişmezlik özelliğini gösteren istatistiksel olarak anlamlı olmayan 630 adet ki-kare değerleri (serbestlik derecesi=4*4=16), maddelere verilen yanıtların hiyerarşik sıralamasının θ düzeyi boyunca değişmediğini gösterir. Madde-θ etkileşim istatistiklerinin toplamı, tümel ki kare etkileşim istatistiği belirlenen serbestlik derecesinde (serbestlik derecesi: 36× 4 = 144) anlamlı olmadığında verinin genel olarak modele uyum sağlandığı sonucuna ulaşılır. *TV* de olduğu gibi yanıt fonksiyonu ile değer atanan veri setlerinin tamamında da *YF10, YF30, YF50, YF80, YF_RK* 1000 MC tekrarı üzerinden % 100'ü anlamlı olmayan olasılık değerlerinde tümel ki kare istatistikleri elde edilmiştir.

# 4. TARTIŞMA

Bugüne dek WHODAS.2.0 uygulanan çalışmalara bakıldığında, uygulama kılavuzunda da atlanmasına izin verilen *İş/okul yaşamı* faaliyetleri (D5.8 - D5.11) ile ilgili maddelerin yanısıra *Cinsel yaşam* (D4.5) maddesinde de sistematik kayıp veri sıklıkla gözlenmiştir. Bu maddeler için genellikle çift bazında silme yaklaşımına veya çalışma dışında tutma yöntemine gidilmiştir. Yaşam faaliyetleri ve insan ilişkileri boyutlarında nispeten düşük güvenirlik değerleri bu gerekçe ile ilişkilendirilmiştir.

İlgili araştırmalar bölümünde literatürde WHODAS.2.0 uygulanan makaleler tarandığında genel ve alt boyut bazında kayıp veri oranı tanımlayıcı istatistiklerle raporlayan yayın oranı %30'un altında kalmaktadır. Madde bazında kayıp veri oranı sadece yüksek kayıp veriye sahip bazı maddeler için verilmiş olup, yayınların %9.38'unda gözlenmiştir.

Kayıp veri analizi için yaklaşımlar değerlendirildiğinde WHODAS 2.0 ölçeği ile toplanan verilerde kayıp verilerin ele alınma şekilleri için tutarlı bir yöntemden bahsetmek güçtür. WHODAS 2.0 uygulama kılavuzunda önerilen kayıp veri yaklaşımları araştırmacılar tarafından farklı yorum ve uygulamalara açık olduğu gözlenmiştir. Taranan yayınların %50'sinde uygulama kılavuzunda önerilen yaklaşımlar (tekli değer atama ve/veya çoklu değer atama) yazarlar tarafından farklı şekillerde uygulanmıştır. Kayıp veri için belirlenen kritik limit %10, %30 ve %50 gibi farklı değerler olabilmektedir. Atama yaklaşımlarının model uyumunda beklenen değişime etkisi ve ölçeğin psikometrik tahminlerine getirilebilecek yanlılığın boyutuna ilişkin bilgiler verilmemektedir. Bu durumda da istatistiksel çıkarımlar tehlike altına girmektedir.

Bu tez kapsamında kullanılan gerçek veri seti olarak Ankara Üniversitesi Tıp Fakültesi İbn-i Sina Hastanesi Fiziksel Tıp ve Rehabilitasyon polikliniğine başvuran

bel ağrılı hastaların WHODAS 2.0' ye vermiş oldukları yanıtların bir alt kümesi kullanılmıştır.

Gerçek veri setinde gözlenen sistematik kayıp veri sorunu bu tez çalışmasının hareket noktası olmuştur.

Bugüne dek WHODAS-2.0 özelinde karşılaşılan sistematik olarak çeşitli kayıp veri oranlarında ve kayıp veri mekanizmalarında, Rasch modelinden bulunan kişi ve madde parametre kestirimlerinin nasıl etkilendiği inceleyen bir çalışmaya rastlanmamıştır. Literatürde araştırmacıların bir fikir birliği olmasa da sıklıkla kritik limit olarak kullandıkları oranlar 0.30 veya 0.50 olup, üzerinde kayıpla karşılaşılan *iş/okul yaşamı* faaliyetleri ve c*insel yaşam* maddeleri çalışma dışında tutulmuştur. Çalışmamızda gerçek veri setinde 0.89 sistematik kayıp veri sorunu ile karşılaşılmıştır. Çalışma kapsamında hastaların büyük çoğunluğu iş yaşamına dahil olmayan kadınlardan oluşmaktadır. Ülkemizde ve sosyokültürel çevremizde iş yaşamına dahil olmayan kadın oranının yüksek oluşu gibi, ilgili araştırmalarda da çeşitli şikayetlerle sağlık kurumuna başvuran ve yine iş yaşamına dahil olmayan kohortların da sıklıkla rastlandığı gözlenmiştir. Bu nedenle tez kapsamında kullanılan en büyük kayıp veri oranı TRK mekanizmasında 0.80, RK mekanizmasında 0.89 olup, bu oran uygulamada karşılaşılabilecek bir durum halini almıştır.

Yapısal kayıplara ilişkin çıkarımlarda bulunmak için benzetim çalışmasında tam veriler hipotetik olarak kısmi kredi modeli için, gerçek veri setindeki madde zorluk parametreleri sınırları gözetilerek türetilmiştir. Gerçek veri setinde gözlenen kişi parametrelerinden daha geniş bir hedef kitleyi kapsamak amacıyla kişi θ düzeyi (-6,6) logit arasında rasgele ve eşit aralıklı türetilmiştir. Kayıp veri oluşturma aşamasında 3 farklı mekanizma ve çeşitli kayıp oranları altında senaryolara bağlı olarak *İş/okul yaşamı* faaliyetlerinin silinmesi tasarlanmıştır. Ancak tamamen bağımsız TRK mekanizması ve kayıp verinin gözlemine koşullu ROK mekanizmasında veri türetmek teoriye göre Rasch modeli açıklayıcı değişkenlerden bağımsız olup, bireyin bir maddeye doğru yanıt verme olasılığı, θ düzeyi ile maddenin zorluğu arasındaki farkın lojistik fonksiyonu olarak tanımlandığı için uygulamada benzer algoritmalar haline dönüşmüştür. Başka bir deyişle kişinin

çalışmaması 32 maddeye verdiği yanıtları etkilememektedir. Bu nedenle bu tez çalışmasında TRK ve ROK mekanizmaları bulguları aynı çatı altında toplanmıştır. RK mekanizmasında veri türetmek amacıyla gerçek veri setindeki yaş düzeltmeli cinsiyet faktörüne koşullu kayıp olasılıkları tasarlanmış ve tam veriden rasgele olarak *İş/okul yaşamı* faaliyetlerine ilişkin yanıtlar silinmiştir.

TRK mekanizmasında (*K10, K30, K50, K80)* ve RK mekanizmasında (*RK),* KKM ile Rasch analizine kayıp veriler varlığında mevcut veriler ile devam edildiğinde kişi parametre kestirimlerinin yansız ve etkin bulunduğu görülmüştür. Yanlılık ve hata kareleri ortalamasının teta kestirimleri üzerinden dağılımı *TV* ile çakışan eğriler çizmektedir. Bu sonuç yapı geçerliğinin korunduğunu göstermektedir. Ancak maddelerin hedef kitleye uyumu konusunda kapsam geçerliğine ilişkin sorunlar devam etmektedir. Kapsam geçerliğine ilişkin uzman görüşlerine dayalı ileri nicel araştırmalar halen gerekmektedir.

Güvenirlik BAI ve Cronbach alfa katsayıları ile değerlendirilmiştir. BAI değerlerinde bir miktar düşüş, Cronbach alfa değerlerinde de yaygınlığın arttığı gözlenmiştir. Uyum istatistikleri *TV* ye uygun olup standardize uyum istatistikleri değerlerin ortalaması 0, standart sapması 1 değerine yakın olduğu için bireylerin modele yeterli uyum gösterdiği söylenebilir. Kayıp veri oranının artması bulunan yanlılık ve hata kareler ortalaması üzerinde etkili değilken, BAİ ve Cronbach alfa değerlerinde bir miktar düşüş görülmüştür.

Çalışmanın sonuçları kayıp veri oranı bakımından değerlendirildiğinde, kayıp veri oranının artmasının teta kestirimlerinin yanlılığını ve hata kareler ortalamasını, uyum istatistiklerini etkilememekte ancak BAİ ve Cronbach alfa katsayılarını olumsuz etkilemektedir. Çalışmanın sonuçları kayıp veri oranı bakımından incelendiğinde, kayıp veri oranının artmasının teta kestirimlerinin yanlılığını ve hata kareleri ortalamasını, uyum istatistiklerini etkilemediği ancak BAİ ve Cronbach alfa katsayılarını düşürdüğü görülmüştür. Kayıp verilerle mevcut veri analizinde Rasch modelinden bulunan parametre kestirimleri doğruluk ve kesinlik açısından *TV* ile benzerdir.

32 maddeden oluşan veri setinde (*İş Hariç)* iş/okul yaşamı maddelerinin tamamının çalışma dışında tutulması sonucunda yanlılığın ve hata kareler ortalamasının 36 maddeli *TV'*e uyum gösterdiği, ancak yine BAİ ve Cronbach alfa

değerlerinin bir miktar düştüğü, uyum istatistiklerinin ise bozulmadığı görülmüştür. İş/okul yaşamı maddelerini analizin dışında tutmak kestirilen BAİ ve Cronbach alfa değerlerinin 1000 tekrar üzerinden ortalamalarını 0,005 kadar azaltan bir etkiye sahip olduğu gözlenmiştir.

21 maddeden oluşan *Katılım testleti* ve 17 maddeden oluşan *Katılım-İş veri setlerinde* yanlılığın, hata kareler ortalamasının *TV*'den saptığı, BAI ve Cronbach alfa değerlerinin belirgin şekilde düştüğü, kişi parametrelerine ilişkin uyum istatistiklerinin beklenen N(0,1) dağılımdan uzaklaştığı görülmüştür. Maddeleri analizin dışında tutmak bilinmezliği arttırdığı için model sonuçlarını ve psikometrik ölçümleri olumsuz yönde etkilemektedir.

Çalışmada WHODAS 2.0 uygulama kılavuzunda önerilen kayıp veri ile baş etme yaklaşımlarına alternatif olarak test eşitleme yaklaşımı ve yanıt fonksiyonu ile değer atama yaklaşımlarının da ölçeğin psikometrik özelliklerini nasıl etkilediği incelenmiştir. Yöntemlerin seçiminde uygulama aşamasında kolaylık avantajı ve yeni yöntemlerin etkilerinin incelenmesi amacı güdülmüştür.

Test eşitleme yaklaşımı, daha önce kayıp veri yapısı ile baş etme amacıyla Mader ve arkadaşlarının (Mader ve ark., 2016) Utrecht Rehabilitasyonun Değerlendirilmesi ölçeğinde benzer maddelerde (*iş/okul yaşamı* ve *partner ilişkileri)* gözlenen yapısal kayıpları ankor analizi ile Rasch modele dahil etmek ve psikometrik özelliklerin değerlendirmek amacıyla kullanılmış yeni bir yöntemdir. Mader ve arkadaşlarının (2016) Utrecht Rehabilitasyonun Değerlendirilmesi ölçeğinde kayıpların modele dahil edilmesi sonucunda iç tutarlılık ve modele uyum istatistikleri iyi düzeyde bulunmuş ve dönüşüm tabloları oluşturulmuştur. Mader ve arkadaşlarının yaptığı öncü çalışmadan hareketle WHODAS 2.0 de yapısal kayıp gözlenen maddelerin test eşitleme yaklaşımı ile Rasch modele dahil edilmesi bu çalışmada uygulamak amacıyla iki farklı ankor madde seti belirlenmiştir. Bunlar *iş/okul yaşamı* dışında kalan 32 madde ve *iş/okul yaşamı* maddelerinin ait olduğu DAS5 Yaşam Faaliyetleri alanından *Ev işleri* maddeleridir. Kişi parametrelerine ilişkin yanlılık 32 ankor maddeli durumda *TV* e kıyasla sıfıra daha yakın, DAS5 ankor maddeleri ile analizlerde sıfırdan daha uzak değerlerde yanlı bulunmuştur. Hata kareleri ortalamaları her iki ankor madde setinde de TV den farklı gözlenmiştir.

Cronbach alfa katsayıları her iki ankor madde seti içinde *TV* yakın elde edilmiştir. 32 ankor maddeli analizlerde Rasch modeldeki yapıyı pekiştirir nitelikte *TV* den daha yüksek BAİ değerleri gözlenmiştir. Uyum istatistikleri ortalama ve standart sapması 32 ankor maddeli analizlerde N(0,1) den istenmeyen şekilde uzaklaşmıştır. Test eşitleme yaklaşımı yapısal kayıp veriye rastlanan maddelerle nasıl başa çıkılacağına dair pratik bir yöntem sunmaktadır ancak psikometrik özellikleri bozabilmektedir. Ankor maddelerinin seçimi ve sayısı ile ilgili ileri araştırmalar gerekmektedir.

Kayıp veriler yerine yanıt fonksiyonu ile değer atama yapıldığında Rasch modelinden bulunan parametre kestirimleri doğruluk ve kesinlik açısından *TV* ile benzerdir. Kişi parametreleri için bulunan yanlılık ve hata kareleri ortalaması değerleri bakımından kayıp veri durumu ve yanıt fonksiyonu ile değer atama en iyi sonuçları vermiştir. Kayıp veri setlerinde düşüş gözlenen BAİ değerleri ve yaygınlığı artan Cronbach alfa katsayıları YF ile değer atandığında *TV* setine çok benzer sonuçlar elde edilmiştir. Kişi parametrelerine ilişkin uyum istatistikleride *TV* setine benzer bulunmuş ve 1000 tekrar üzerinden % 100'ü anlamlı olmayan olasılık değerlerinde tümel ki kare istatistikleri elde edilmiştir.

Kayıp veriler yüksek kayıp veri oranlarında bile güvenirlik performans ölçütlerini 0,95'in altına düşürmemiştir. Bu nedenle araştırmacılar örneklemlerde iş/okul yaşamı maddeleri ile ilgili yüksek kayıp oranı ile karşılaşsalar bile kayıp veri ile ilgili tanımlayıcı istatistikleri raporlayarak, çalışmaya mevcut veriler ile devam edebilecekleri söylenebilir. Ancak madde sayısını azaltmak veya çalışma dışında tutmak önerilmemektedir. Eğer kayıp verilerle mevcut verilerin analizine devam edildiğinde olumsuz etkilenen güvenirlik ölçütleri ile ilgili düşüşlerin üstesinden gelmek istenirse YF ile değer atama yaklaşımı kullanılabilir. YF ile değer atandığında, yansız ve düşük varyanslı kestirimler elde edilmektedir. Ancak kişinin engellilik düzeyi ile ilgili doğru ve güvenilir tahminler yapmak için değer ataması yaklaşımı, iş hayatına dahil olmayan bir kişi eğer çalışsaydı bu maddelere ne yanıt verirdi anlamında bir yaklaşım olup, her durumda gerekmemektedir.

Uygulama kılavuzunda tavsiye edilen basit yaklaşım *Ortalama atama* veride var olan yapıyı pekiştirerek model lehine yanlı sonuçlar vermektedir. Klavuzda tavsiye edilen kompleks yaklaşımlardan *hot deck atama* prosedüründe atama yapılacak gözleme benzeyen tam gözlemler kümesinin var olması ve tanımlanması

gerekir; diğer kompleks yaklaşım olan *çoklu değer atama* prosedürü ise yazılım gerektirmektedir. YF ile değer atama kılavuzda tavsiye edilen basit yaklaşımlardan daha sofistike olup aynı zamanda kompleks yaklaşımlardan daha pratik bir yöntemdir.

# 5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bireylerin aktivite ve toplumsal yaşama katılımlarını değerlendirme amacıyla 1999 yılında Üstün ve ark. tarafından ICF'e dayalı Dünya Sağlık Örgütü Engellilik Değerlendirme Çizelgesi 2.0 (WHODAS 2.0) geliştirilmiştir. Kişilere ait engellilik düzeyinin doğru ve güvenilir olarak ölçülmesi önemlidir. Engellilik gibi gizil özellikleri ölçmek için toplanan hasta özbildirim sonuçlarının değerlendirilmesinde Rasch analizi kullanılır. Ancak araştırma çok iyi planlanmış olsa bile uygulama sırasında birçok nedenle çalışmanın başlangıcında toplanması planlanan bütün veriye, çalışma bittiğinde ulaşılamamış olabilir. WHODAS 2.0 uygulama kılavuzunda atlanmasına ve puanlamada hariç tutulmasına izin verilen *İş/okul yaşamı* faaliyetleri (D5.8 - D5.11) ile ilgili maddelerinde sistematik kayıp veri sıklıkla gözlenmektedir. Kayıp veriler varlığında ölçülmek istenen engellilik düzeyinin doğru ve güvenilir olarak ölçülüp ölçülmediği sorunu ortaya çıkmaktadır. Gerçek veri parametreleri üzerinden benzetim çalışması kullanılarak gerçekleştirilen bu çalışmada, kayıp veri sorunu verinin eksiksiz olduğu durumun standart ölçüt olarak kullanıldığı karşılaştırmalarla incelenmiştir. Benzetim çalışmaları, genel olarak kayıp veriler varlığında Rasch modellerinden bulunan kişi parametre kestirimlerinin doğru kestirimler olduğunu göstermektedir. Ancak kestirimlerin güvenirliği tam veride bulunanlardan bir miktar farklı bulunmaktadır. Çalışmaya mevcut veriler ile devam edebilecekleri söylenebilir. Maddeleri çalışma dışında tutmak bilinmezliği arttırdığı için model sonuçlarını ve psikometrik ölçümleri olumsuz yönde etkilemektedir.

Test eşitleme yaklaşımı ile yapısal kayıp veriye rastlanan maddelerle nasıl başa çıkılacağına dair pratik bir yaklaşım sunmaktadır ancak tahminlere ilişkin psikometrik özellikleri bozabilmektedir. Bu yüzden ankor maddelerinin seçimi ve sayısı ile ilgili ileri araştırmalar gerekmektedir. Yanıt fonksiyonu ile kayıp veri yerine değer ataması yöntemi ile parametrelere ilişkin güvenirlik ölçütleri tam veriden bulunanlara çok benzer bulunmuştur.

Engellilik tahminlerinin güvenirliği açısından, YF ile atama yapılan veri setleri kayıp veri setlerinden daha yüksek bir tahmin güvenirliğine sahiptir. Araştırmacılar WHODAS 2.0 ile toplanan verilerde kayıp veri ile karşılaştığında, yanıt

fonksiyonunun hasta özürlülük seviyesi tahminlerinin kesinliğini arttırmak için kayıp verilerle mevcut veri analizinden daha uygun bir yaklaşım olarak kullanılabilir.

# ÖZET

## Kayıp Veri Problemi ve Farklı Değer Atama Yaklaşımlarının WHODAS-2.0 Ölçeğinin Psikometrik Özellikleri Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi

Bireylerin aktivite ve toplumsal yaşama katılımlarını değerlendirme amacıyla 1999 yılında DSÖ tarafından ICF'e dayalı Dünya Sağlık Örgütü Engellilik Değerlendirme Çizelgesi 2.0 (WHODAS 2.0) geliştirilmiştir. Kişilere ait engellilik düzeyinin doğru ve güvenilir olarak ölçülmesi önemlidir. Engellilik gibi gizil özellikleri ölçmek için toplanan hasta özbildirim sonuçlarının değerlendirilmesinde Rasch analizi kullanılır. Araştırma çok iyi planlanmış olsa bile uygulama sırasında birçok nedenle çalışmanın başlangıcında toplanması planlanan veriye, çalışma bittiğinde ulaşılamamış olabilir. WHODAS 2.0 uygulama kılavuzunda atlanmasına ve puanlamada hariç tutulmasına izin verilen *İş/okul yaşamı* faaliyetleri (D5.8 - D5.11) ile ilgili maddelerinde sistematik kayıp veri sıklıkla gözlenmektedir. Kayıp veriler varlığında ölçülmek istenen engellilik düzeyinin doğru ve güvenilir olarak ölçülüp ölçülmediği sorunu ortaya çıkmaktadır. Gerçek veri parametreleri üzerinden benzetim çalışması kullanılarak gerçekleştirilen bu çalışmada, kayıp veri sorunu verinin eksiksiz olduğu durumun standart ölçüt olarak kullanıldığı karşılaştırmalarla incelenmiştir. Benzetim çalışmaları, genel olarak kayıp veriler varlığında Rasch modellerinden bulunan kişi parametre kestirimlerinin doğru kestirimler olduğunu göstermektedir. Ancak kestirimlerin güvenirliği tam veride bulunanlardan bir miktar düşük bulunmaktadır. Maddeleri çalışma dışında tutmak bilinmezliği arttırdığı için model sonuçlarını ve psikometrik ölçümleri olumsuz yönde etkilemektedir. Test eşitleme yaklaşımı yapısal kayıp veriye rastlanan maddelerle nasıl başa çıkılacağına dair pratik bir yaklaşım sunmaktadır ancak tahminlere ilişkin psikometrik özellikleri bozabilmektedir. Yanıt fonksiyonu ile kayıp veri yerine değer atama yöntemi ile parametrelere ilişkin güvenirlik ölçütleri tam veriden bulunanlara çok benzer bulunmuştur. Tahminlerinin güvenirliği açısından, yanıt fonksiyonu ile atama yapılan veri setleri kayıp veri setlerinden daha yüksek tahmin güvenirliğine sahiptir. Araştırmacılar WHODAS 2.0 ile toplanan verilerde kayıp veri ile karşılaştığında, yanıt fonksiyonunu engellilik seviyesi tahminlerinin kesinliğini arttırmak için kayıp verilerle mevcut veri analizinden daha uygun bir yaklaşım olarak kullanılabilir.



**Anahtar Kelimeler:** Kayıp veri analizi, Kısmi kredi modeli, Test Eşitleme Yaklaşımı, Yanıt Fonksiyonu, WHODAS 2.0

# SUMMARY


## Evaluation of the effects of missing data and different imputation approaches in psychometric properties of WHODAS 2.0

In 1999, WHO developed the World Health Organization Disability Assessment Schedule 2.0 (WHODAS 2.0) based on the ICF in order to evaluate participation in activities and social life. It is important to measure the level of disability of individuals accurately and reliably. Rasch analysis is used to evaluate patient reported outcome measures to measure latent traits such as disability. However, even if the research is well planned, the data planned to be collected at the beginning of the study for many reasons during the application may not be reached when the study is completed. Systematic missing data are frequently observed in articles related to work /school life activities (D5.8 - D5.11), which are allowed to be skipped and excluded from the scoring in the WHODAS 2.0 manual guide. The problem arises whether the level of disability to be measured in the presence of missing data is measured accurately and reliably. In this study, which is carried out by using a simulation study based on real data parameters, the problem of missing data has been examined by using comparisons where the data is complete as standard criterion. Simulation studies show that, in general, the person parameter estimations found in Rasch models are accurate predictions in the presence of missing data. However, the reliability of the predictions is slightly lower than that of the full data. Since exclusion of items increases unknown, it negatively affects model results and psychometric measurements. Anchoring analysis provides a practical approach to deal with items with structural missing data, but it may impair psychometric properties of predictions. By value assignment instead of missing data with the response function the reliability of parameters was found to be very similar to those obtained from the full data method. In terms of the reliability of disability estimates, the data sets assigned with the response function have a higher estimate reliability than the missing data sets. When researchers encounter missing data in data collected with WHODAS 2.0, the response function can be used as a more appropriate approach than the current data analysis to improve the accuracy of disability level estimates.



**Keywords**: Anchor analysis, missing data analysis, Partial Credit Model, Response Function, WHODAS 2.0

# KAYNAKLAR


ALEGRÍA M, LUDMAN E, KAFALİ E N, LAPATİN S, VİLA D, SHROUT PE, KEEFE K, COOK B, AULT A, Lİ X, BAUER AM, EPELBAUM C, ALCANTARA C, PİNEDA TI, TEJERA GG, SUAU G, LEON K, LESSİOS AS, RAMİREZ RR, CANİNO G (2014). Effectiveness of the Engagement and Counseling for Latinos (ECLA)Intervention in Low-income Latinos. *Medical Care*, 52(11), 989-997.

ALMAZÁN-ISLA J, COMÍN-COMÍN M,Damián J, ALCALDE-CABERO E, Ruiz C, FRANCO E, MARTÍN G, LARROSA-MONTAÑÉS L A PEDRO-CUESTA J, DISCAP-ARAGON Research Group (2014). Analysis of disability using WHODAS 2.0 among the middle-aged and elderly in Cinco Villas, Spain. *Disability and Health Journal,* 7(1), 78-87.

ALPAR R (2010). Spor, Sağlık ve Eğitim Bilimlerinden Örneklerle Uygulamalı İstatistik ve Geçerlik -Güvenirlik. Ankara: Detay Yayıncılık.

BOND T, FOX C (2007). Applying the Rasch model: fundamental measurement in the human sciences. 2nd edn. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum.

CHANG C, REEVE B B (2005). Item Response Theory and its Applications to Patient-Reported Outcomes Measurement. *Evaluation & the Health Professions*. 28(3), 264-282. doi:doi:10.1177/0163278705278275

CHEN W, THİSSEN D (1997). Local dependence indexes for item pairs using item response theory. 22(265-289.).

CHEUNG MK, HUNG A, POON P (2014). Validation of the World Health Organization Assessment Schedule II Chinese Traditional Version (WHODAS II CT) in persons with disabilities and chronic illnesses for Chinese population. *Disability and Rehabilitation*, 37(20), 1902-1907.

CHİU T, YEN C, CHOU C, LİN J, HWANG A L, CHİ W (2014). Development of traditional Chinese version of World Health Organization Disability Assessment Schedule 2.0 36 – item (WHODAS 2.0) in Taiwan: Validity and reliability analyses. *Research in Developmental Disabilities*, 35(11), 2812-2820.

ĆWİRLEJ-SOZAŃSKA A, WİLMOWSKA-PİETRUSZYŃSKA A, SOZAŃSKİ B(2017). Validation of the Polish version of the World Health Organization Disability Assessment Schedule (WHODAS 2.0) in an elderly population (60–70 years old). *International Journal of Occupational Safety and Ergonomics*, 24(3), 386-394.

DEMİRTAŞ H, AMATYA, A, DOGANAY ERDOĞAN B (2014). BinNor: An R package for con-current generation of binary and normal data. *Communications in Statistic-Simulation and Computation*, 43(3), 569-579.

DEMPSTER A, LAIRD N, RUBIN D. (1977). Maximum Likelihood From Incomplete Data via the EM Algorithm. *J R Stat Soc Series B Stat Methodolo*gy, 39(1), 1-38.

DOĞANAY ERDOĞAN B (2012). Çoklu Atama Yöntemlerinin Rasch Modelleri için Performansının Benzetim Çalışması ile İncelenmesi. Ankara: Ankara Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü. Doktora Tezi.

DOGANAY ERDOGAN B, ELHAN AH, DEMİRTAŞ H, ÖZTUNA D, KÜÇÜKDEVECİ AA, KUTLAY Ş (2013). Multiple Imputation of Missing Values Using the Response Function Method Based on a Data Set of the Health Assessment Questionnaire Disability Index." *Turk J Rheumatol* (ISI). 28(1):2-9 pp., DOI: 10.5606/tjr.2013.001.

DÜNYA SAĞLIK ÖRGÜTÜ (1980). International Classification of Impairment, Activity and Handicaps. Geneva, Switzerland: Dünya Sağlık Örgütü.

DÜNYA SAĞLIK ÖRGÜTÜ (2001). International Classification of Functioning, Disability and Health. Geneva, Switzerland,: World Health Organization.

ELHAN, AH (2009). Kas-İskelet Sistemi Sorunlarının Özürlülük Değerlendiriminde. Ankara: Ankara Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri.

FEDERİCİ S, MELONİ F, MANCİNİ A, LAURİOLA M, OLİVETTİ BELARDİNELLİ M (2009). World Health Organisation Disability Assessment Schedule II: Contribution to the Italian validation. *Disability and Rehabilitation*, 31(7), 553–564.

FEWELL L, LEVİNSON CA, STARK L (2017). Depression, worry, and psychosocial functioning predict eating disorder treatment outcomes in a residential and partial hospitalization setting. *Eating And Weight Disorders*, 22(2), 291-301.

FLEMİNG A, FAİRWEATHER J, LEAHY M (2013). Quality of Life As a Potential Rehabilitation Service Outcome. *Rehabilitation Counseling Bulletin*, 57(1), 9-22.

GARİN O, AYUSO-MATEOS J, ALMANSA J, NİETO M, CHATTERJİ S, VİLAGUT G, ALONSO J, CİEZA A, SVETSKOVA O, BURGER H, RACCA V, FRANCESCUTTİ C, VİETA E, KOSTANJSEK N, RAGGİ A, LEONARDİ M, FERRER M; MHADIE Consortium (2010). Validation of the World Health Organization Disability Assessment Schedule, WHODAS-2 in patients with chronic diseases. *Health Qual Life Outcomes*., 8:51.

GORE WL, WIDIGER T (2018). Negative emotionality across diagnostic models: RDoC, DSM-5 Section III, and FFM. Personality Disorders: *Theory, Research, and Treatment*, 9(2), 155-164.

GUİLERA G, GÓMEZ-BENİTO J, PİNO Ó, ROJO E, VİETA E, CUESTA MJ, PURDON SE, BERNARDO M, CRESPO-FACORRO B, FRANCO M, MARTÍNEZ-ARÁN A, SAFONT G, Tabarés-Seisdedos R, REJAS J, Spanish Working Group in Cognitive Function (2015). Disability in bipolar I disorder: the 36-item World Health Organization Disability Assessment Schedule 2.0. *J Affect Disord*.,174:353-360. 20.

GUİLERA G, GÓMEZ-BENİTO J, PİNO O, ROJO JE, CUESTA MJ, MARTÍNEZ-ARÁN A, SAFONT G, TABARÉS-SEİSDEDOS R, VİETA E, BERNARDO M, CRESPO-FACORRO B, FRANCO M, REJAS J (2012). Utility of the World Health Organization Disability Assessment Schedule II in schizophrenia. *Schizophr Res.*,138:240-247.

HAMBLETON R, SWAMİNATHAN H (1985). Item Response Theory: Principles and Applications. Boston: Kluwer-Nijhoff Publishing.

HAYS R, MORALES L, REİSE S (2000). Item Response Theory and Health Outcomes Measurement in the 21st Century. *Medical Care*, 38 (9 suppl.II): 28-42.

HOLVAST F, BURGER H, WAAL M M, MARWİJK H, COMİJS HC, & VERHAAK, PF. (2015). Loneliness is associated with poor prognosis in late-life depression: Longitudinal analysis of the Netherlands study of depression in older persons. *Journal of Affective Disorders*, 185, 1-7.

HONAKER J, KİNG G, BLACKWELL M (2011). Amelia II: A program for missing data. *Journal of Statistical Software*, 45, 1-47.

HU L, ZANG Y, Lİ N (2012). The applicability of WHODAS 2.0 in adolescents in China. *Journal of Clinical Nursing*, 21(17-18), 2438-2451.

KALKAN Ö, KARA Y, KELECİOĞLU H (2018). Evaluating Performance of Missing Data Imputation Methods in IRT Analyses. *International Journal of Assessment Tools in Education*, 5(3), 403-416. Retrieved from https://ijate.net/index.php/ijate/article/view/549

KOLEN M, BRENNAN R (1987). Lineer Equating Models for the Common Item Nonequivalent Populations Design. *Applied Psychological Measurement*, 11(1), 263-277.

KOOREVAAR A, HEGEMAN J, LAMERS F, DHONDT A, MAST R, STEK M, COMİJS H. (2017). Big Five personality characteristics are associated with depression subtypes and symptom dimensions of depression in older adults. *Int J Geriatr Psychiatry*, 32(12),132-140.

KOPF J, ZEİLEİS A, STROBL C (2013). Anchor methods for DIF detection: A comparison of the iterative forward, backward, constant and all-other anchor class. Munich, Germany: Department of Statistics, LMU Munich.

KOUMPOUROS Y, PAPAGEORGİOU E, SAKELLARİ E, PRAPAS X, PERİFANOU D, LAGİOU A (2018). Adaptation and psychometric properties evaluation of the Greek version of WHODAS 2.0 pilot application in Greek elderly population. *Health Services and Outcomes Research Methodology,* 18(1), 63-74.

KUTLAY S, KÜÇÜKDEVECİ A, ELHAN AH, ÖZTUNA D, KOÇ N, TENNANT A (2011). Validation of the World Health Organization disability assessment schedule II (WHODAS-II) in patients with osteoarthritis. *Rheumatol Int,* 31(339–346), 339–346.

KÜÇÜKDEVECİ A, KUTLAY Ş, YILDIZLAR D, ÖZTUNA D, ELHAN, AH, TENNANT A (2013). The reliability and validity of the World Health Organization Disability Assessment Schedule (WHODAS-II) in stroke. *Disability & Rehabilitation,* 35((3):214–220), 214–220.

LITTLE RJ (1988). A Test of Missing Completely at Random for Multivariate Data with Missing Values. *Journal of the American Statistical Association,* 83:404, 1198-1202. doi:DOI: 10.1080/01621459.1988.10478722

LITTLE R, RUBIN D (1987). Statistical Analysis with Missing Data ( 2nd ed. b.). New York: John Wiley &Sons, Inc.

LORD FM (1980). Applications of item response theory to practical testing problems. New Jersey: Lawrence Erlbaum.

MADER L, POST M, BALLERT C, MİCHEL G, STUCKİ G, BRİNKHOF M (2016). Metric properties of the Utrecht Scale for Evaluation of Rehabilitation-Participation (USER-Participation) in persons with spinal cord injury living in Switzerland. *Journal of Rehabilitation Medicine,* 48(2), 165-174.

MASTERS GN (1982). A Rasch model for partial credit scoring. *Psychometrika*, 47(2), 149-174.

MCARDLE R C, WİLSON R, DOYLE P J (2005). The WHO-DAS II: Measuring Outcomes of Hearing Aid Intervention for Adults. *Trends in Amplification,* 9(3), 127-143.

MOEN V, DRAGESET, J, EİDE G, KLOKKERUD M, GJESDAL S (2016). Validation of World Health Organization Assessment Schedule 2.0 in specialized somatic rehabilitation services in Norway. Quality of Life Research, 26(2), 505-514.

PEDRO-CUESTA J, ALBERQUİLLA A, VİRUÉS-ORTEGA J (2011). ICF disability measured by WHO-DAS II in three community diagnostic groups in Madrid, Spain. *Gaceta Sanitaria,* 25, 21-28.

PÖSL M, CİEZA A, STUCKİ G (2007). Psychometric properties of the WHODASII in rehabilitation patients. *Quality of Life Research,* 16(9), 1521-1531.

R Development Core Team (2011), R: A Language and Environment for Statistical Computing, A Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, ISBN 3-900051-07-0, Erişim:[ http://www.R-project.org].

PREMİNGER J, ZİEGLER C (2008). Can Auditory and Visual Speech Perception Be Trained Within a Group Setting? American Journal of Audiology, 17(1), 80.

RAGGİ A, LEONARDİ M, CARELLA F, SOLİVERİ P, ALBANESE A, ROMİTO L(2011). Impact of nonmotor symptoms on disability in patients with Parkinson's disease. *International Journal of Rehabilitation Research*, 34(4), 316-320.

RAGGİ A, LEONARDİ M, COVELLİ V, ALBANESE A, SOLİVERİ P, CARELLA F, ROMİTO L (2011). Concordance between severity of disease, prevalence of nonmotor symptoms, patient-reported quality of life and disability and use of medication in Parkinson's disease. *Neurological Sciences*, 33(4), 847-853.

REEVE B B (2002). An Introduction to Modern Measurement Theory. National Cancer Inst,: http://appliedresearch.cancer.gov/areas/cognitive/immt.pdf adresinden alındı

ROBİTSCH A, KİEFER T, WU M (2019). TAM: Test analysis modules. R package version 3.1-45.: https://CRAN.R-project.org/package=TAM adresinden alındı

ROYSSTON P., WHİTE I. (2011). Multiple Imputation by Chained Equations (MICE): Implementation in Stata. *Journal of Statistical Software*, 45(4). doi:doi:10.18637/jss.v045.i04

RUBIN D. (1976). Inference and missing data. *Biometrika*, 63(3), 581-592.

RUBIN D. (1987). Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys. New York: John Wiley & Sons, Inc.

SANTANA G L, COELHO B M, WANG Y, FİLHO A D, VİANA M C ANDRADE L H (2018). The epidemiology of personality disorders in the Sao Paulo Megacity general population. *Plos One*, 13(4).

SCHLOTE A, RİCHTER M, WUNDERLİCH M T (2009). WHODAS II with people after stroke and their relatives. *Disability and Rehabilitation*, 31(11), 855–864.

SCHUMM J A, GORE W L, CHARD K M, MEYER E (2017). Examination of the World Health Organization Disability Assessment System as a Measure of Disability Severity Among Veterans Receiving Cognitive Processing Therapy. *Journal of Traumatic Stress*, 30(6), 704-709.

SİJTSMA K, VAN DER ARK L (2003). Investigation and treatment of missing item scores in test and questionnaire data. *Multivar Behav Res*, 38 (4): 505-528.

SİLVEİRA C, SOUZA RT, COSTA M (2018). Validation of the WHO Disability Assessment Schedule (WHODAS 2.0) 12-item tool against the 36-item version for measuring functioning and disability associated with pregnancy and history of severe maternal morbidity. *International Journal of Gynecology & Obstetrics*, 141, 39-47.

SİNNEMA H, MAJO MDV, HOOGENDOORN A, TERLUİN B, WENSİNG M, BALKOM A V (2015). Effectiveness of a tailored implementation programme to improve recognition, diagnosis and treatment of anxiety and depression in general practice: A cluster randomised controlled trial. *Implementation Science*, 10(1).

SLİM F, SCHİE C, KEUKENKAMP R, FABER W, NOLLET F. (2010). Effects of impairments on activities and participation in people affected by leprosy in The Netherlands. *Journal of Rehabilitation Medicine*, 42(6), 536-543.

SOHN J, AHN S, SEONG S, RYU J M, CHO M (2013). Prevalence, Work-Loss Days and Quality of Life of Community Dwelling Subjects with Depressive Symptoms. *J Korean Med Sci*, 28(2), 280.

StataCorp. (2017). Stata Statistical Software: Release 15. College Station, TX: StataCorp LLC.

THOMAS C, NARAHARİ S, BOSE K (2014). Comparison of Three Quality of Life Instruments in Lymphatic Filariasis: DLQI, WHODAS 2.0, and LFSQQ. . *PLoS Neglected Tropical Diseases*, 8(2).

ULUĞ B, ERTUĞRUL A, GÖGÜŞ A, KABAKÇI E (2001). Yetiyitimi Değerlendirme Çizelgesinin (WHO-DAS-II) şizofreni hastalarinda geçerlilik ve güvenilirliği. *Türk Psikiyatri Dergisi*, 12 (2)(121-130), 121-130.

ÜSTÜN T, CHATTERJI S, KONSTANJESEK N, REHM J, KENNEDY C, EPPING-JORDAN J, Joint PW (2010a). Developing the World Health Organization Disability Assessment Schedule 2.0. *Bull World Health Organ*, 88(11), 815–823. doi: 10.2471/BLT.09.067231

ÜSTÜN T, KOSTANJESEK N, CHARTTERJİ S, REHM J (2010b). Measuring health and disability: Manual for WHO Disability Assessment Schedule (WHODAS 2.0). Geneva: World Health Organization.

WALLİS K, SUTTON D, BASSETT S (2017). Sensory Modulation for People with Anxiety in a Community Mental Health Setting. *Occupational Therapy in Mental Health*, 34(2), 122-137.

WANG W, YEH Y (2003). Effects of anchor item methods on differential item functioning detection with the likelihood ratio test. *Applied Psychological Measurement,* 27(479-498).

WARM T A (1989). Weighted likelihood estimation of ability in item response theory. *Psychometrika*, 54(3), 427-450. doi: doi:10.1007/bf02294627

WERSEBE H, LİEB R, MEYER A H, HOYER J, WİTTCHEN H, GLOSTER A (2017). Changes of valued behaviors and functioning during an Acceptance and Commitment Therapy Intervention. *Journal of Contextual Behavioral Science,* 6(1), 63-70.

WOLF A, TATE R, LANNİN N, MİDDLETON J, LANE-BROWN A, CAMERON I (2012). The World Health Organization Disability Assessment Scale, WHODAS II: Reliability and validity in the measurement of activity and participation in a spinal cord injury population. *Journal of Rehabilitation Medicine,* 44(9), 747-755.

WRİGHT B D, MASTERS G N (1982). Rating scale analysis. Chicago: MESA Press.

ZHAO H P, LİU Y, Lİ H L, MA L, ZHANG Y J, WANG J (2012). Activity limitation and participation restrictions of breast cancer patients receiving chemotherapy: Psychometric properties and validation of the Chinese version of the WHODAS 2.0. *Quality of Life Research,* 22(4), 897–906.

# EKLER

## EK-1. Etik Raporu

14/03/2018

İLGİLİ MAKAMA,

Ankara Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Müdürlüğü kapsamında 2007-2009 yılları arasında gerçekleştirilen ve yürütücülüğünü yapmış olduğum "BAP2006/0809241 kodlu ve "Kas İskelet Sistemi Sorunlarının Özürlülük Değerlendiriminde Bilgisayar Uyarlamalı Test Yönteminin Uygulanması" başlıklı proje kapsamında bel ağrılı hastalardan elde edilen verilerin, Anabilim Dalımız Doktora öğrencilerinden Duygu Sıddıkoğlu tarafından gerçekleştirilecek "Kayıp Veri Problemi ve Farklı Değer Atama Yaklaşımlarının WHODAS-II Ölçeğinin Psikometrik Özellikleri Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi" başlıklı tez çalışması için kullanılmasına izin veriyorum.

Saygılarımla

Prof. Dr. Atilla Halil ELHAN

**Adres:** Ankara Üniversitesi Tıp Fakültesi
Biyoistatistik Anabilim Dalı
**Telefon:** 5958196
**E-mail:** ahelhan@yahoo.com

ANKARA ÜNİVERSİTESİ TIP FAKÜLTESİ
ETİK KURUL KARARI

Toplantı Tarihi : 22 Eylül 2008
Toplantı Yeri :Dekanlık Mor Salon
Toplantı Sayısı : 138-3999

ÇALIŞMA ESASI:İYİ KLİNİK UYGULAMALARI KILAVUZU

Fakültemiz Biyoistatistik Anabilim Dalı öğretim üyesi Doç.Dr.Atilla Halil Elhan'ın sorumluluğunda yürütülmekte olan "Kas-iskelet sistemi sorunlarının özürlülük değerlendiriminde bilgisayar uyarlamalı test yönteminin uyarlanması" başlıklı projeye ilişkin rapor incelendi.
Bel ağrılı ve osteoartritli hastaların fonksiyonellik düzeyini ve yaşam kalitesini, Dünya Sağlık Örgütünün Uluslar arası İşlevsellik, özürlülük ve sağlık sınıflamasına (ICF) göre geliştirilecek olan ideal fonksiyonellik ölçeği yardımıyla, bilgisayar uyarlamalı test (BUT) yöntemi kullanılarak daha kısa sürede ve daha az madde ile güvenilirlik düzeyinde belirlenebileceğine bilgi edinildi.

Başkan
Prof.Dr.İ.Hakkı AYHAN

Başkan Yardımcısı
Prof.Dr. Efser KERİMOĞLU

Sekreter
Prof.Dr.Özden PALAOĞLU

Prof.Dr.Ragıp ÇAM

Prof.Dr.Handan ONUR
(Rahatsız)

Prof.Dr.Ajlan TÜKÜN

Prof.Dr.Esra ERDEN

Prof.Dr.Aydan İKİNCİOĞULLARI

Prof.Dr.Erdal ONAR
(Toplantıda)

Prof.Dr.Yasemin OĞUZ

Prof.Dr.Bülent GÜMÜŞEL

Doç.Dr.Aslıhan AVCI

Gülsüm ASLAN
(Rahatsız)

Bünyamin KARATAŞOGLU
A. Ü. Tıp Fakültesi
Akademik Büro Şefi

## EK-2. Dünya Sağlık Örgütü Engellilik Değerlendirme Çizelgesi 2.0

1. ALAN Anlama ve iletişim kurma

Son 30 gün içinde aşağıdaki durumlarda ne kadar güçlük çektiniz?

| | hiç | biraz | orta derecede | çok fazla | aşırı/ hiç yapamıyorum |
|---|---|---|---|---|---|
| D1.1 On dakika süreyle bir işe dikkatini verebilme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D1.2 Yapılması gereken önemli şeyleri akılda tutma | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D1.3 Günlük yaşamda ortaya çıkan sorunların nedenlerini anlama ve çözümler bulma | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D1.4 Yeni işler öğrenme ( yeni bir yol vb.) | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D1.5 İnsanların söylediklerini genel olarak anlama | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D1.6 Bir sohbeti başlatabilme veya sürdürebilme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |

2. ALAN Hareket etme, bir yerden bir yere gitme

Son 30 gün içinde aşağıda belirtilen durumlarda ne kadar güçlük çektiniz?

| | hiç | biraz | orta derecede | çok fazla | aşırı/hiç yapamıyorum |
|---|---|---|---|---|---|
| D2.1 30 dakika gibi uzun süre ayakta durma | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D2.2 Otururken ayağa kalkma | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D2.3 Evin içinde dolaşma | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D2.4 Evden dışarı çıkma | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D2.5 Bir kilometre dolayında uzun mesafe yürüme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |

3. ALAN Kendine bakım

Son 30 gün içinde aşağıda belirtilen durumlarda ne kadar güçlük çektiniz?

| | hiç | biraz | orta derecede | çok fazla | aşırı / hiç yapamıyorum |
|---|---|---|---|---|---|
| D3.1 Banyo yapma | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D3.2 Giyinme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D3.3 Beslenme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |

D3.4 Birkaç gün yalnız kalma 1 2 3 4 5

4. ALAN İnsan ilişkileri

Son 30 gün içinde aşağıda belirtilen durumlarda ne kadar güçlük çektiniz?

| | hiç | biraz | orta derecede | çok fazla | aşırı/hiç yapamıyorum |
|---|---|---|---|---|---|
| D4.1 Tanımadığınız insanlarla ilişki kurma | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D4.2 Bir arkadaşlığı sürdürme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D4.3 Yakın olduğunuz insanlarla ilişki kurma | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D4.4 Yeni arkadaşlar edinme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D4.5 Cinsel yaşam | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |

5. ALAN Yaşam faaliyetleri

• Ev işleri

Sağlık durumunuz nedeniyle son 30 gün içinde aşağıda belirtilen durumlarda ne kadar güçlük çektiniz?

| | hiç | biraz | orta derecede | çok fazla | aşırı/ hiç yapamıyorum |
|---|---|---|---|---|---|
| D5.2 Evle ilgili sorumlulukları yerine getirme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D5.3 Evdeki önemli görevlerinizi iyi bir şekilde yapma | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D5.4 Yapılması gereken tüm ev işlerini bitirme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D5.5 Ev işlerini yeterince hızlı yapma | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |

EĞER KUTU İŞARETLENMİŞSE (DENEK ÇALIŞIYORSA VEYA ÖĞRENCİYSE) DEVAM EDİN, YOKSA BİR SONRAKİ SAYFADAKİ 6. BÖLÜME GEÇİN

Sağlık durumunuz nedeniyle son 30 gün içinde aşağıda belirtilen durumlarda ne kadar güçlük çektiniz?

| | hiç | biraz | orta derecede | çok fazla | aşırı/ hiç yapamıyorum |
|---|---|---|---|---|---|
| D5.8 Her gün yapmak zorunda olduğunuz işleri yürütme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D5.9 İşteki önemli görevlerini iyi bir şekilde yerine getirme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D5.10 Yapılması gereken tüm işleri bitirme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D5.11 İşleri zamanında bitirme | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |

6.Alan Toplumsal yaşama katılım
Son 30 gün içinde:

| | hiç | biraz | orta derecede | çok fazla | aşırı/ hiç yapamıyorum |
|---|---|---|---|---|---|
| D6.1 Sosyal faaliyetlere herkes kadar katılabilmekte (şenlikler, eğlenceler, dini faaliyetler vb.) ne kadar sorunla karşılaştınız? | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D6.2 Çevrenizden kaynaklanan engeller yüzünden ne kadar sorunla karşılaştınız? | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D6.3 Diğer insanların davranış ve tutumları karşısında kendinize saygınızı yitirmeden yaşayabilmekte ne kadar sorunla karşılaştınız? | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D6.4 Sağlık durumunuza ve yol açtığı sonuçlara ne kadar zaman harcadınız? | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D6.5 Sağlık durumunuz yüzünden duygusal olarak ne kadar etkilendiniz? | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D6.6 Sağlığınız için yaptığınız harcamalar sizin ve ailenizin ekonomik durumunu ne kadar etkiledi? | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |

Son 30 gün içinde:

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| D6.7 Sağlık durumunuz yüzünden aileniz ne kadar sorunla karşılaştı? | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| D6.8 Dinlenmek veya eğlenmek amacıyla kendi başınıza birşeyler yapmakta ne kadar güçlük çekiyorsunuz? | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |

## EK-3. Literatürde taranan WHODAS 2.0 uygulanan çalışmalara ilişkin kontrol çizilgesi

| Başlık | Çalışma-daki birey sayısı N | Çalışma yeri | Birey grubu/ hastalık konusu | Kayıp veri analizi için yazılım/ fonksiyon/ prosedür | Genel veri analizi için yazılım/ fonksiyon/ prosedür | WHODAS 12/32/36 | Ölçeğin uygulanış şekli | Genel kayıp veri oranı verilmiş mi? | Alt boyut kayıp veri oranı verilmiş mi? | Madde bazında kayıp veri oranı verilmiş mi? | Kayıp veri yaklaşımı (Gözardı edilmiş/atama yapılmış/tam veriyi kullanılmış…mı?) | Atama yöntemi | Atama yapılan veriseti sayısı (m) | Diğer yöntem/ kritik kayıp veri oranı | Güvenirlik | Geçerlik | Hipotez testi |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Loneliness is associated with poor prognosis in late-life depression: Longitudinal analysis of the Netherlands study of depression in older persons | 385 | Hollanda | Depresyon | x | SPSS | 36- 32[a] | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Çoklu değer atama | Çoklu değer atama | x | x | x | x | x |
| Effectiveness of a tailored implementation programme to improve recognition, diagnosis and treatment of anxiety and depression in general practice: A cluster randomised controlled trial | 350 | Hollanda | Anksiyete bozukluğu ve depresyon | Stata "ice imputation" | SPSS | 36- 32[a] | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Çoklu değer atama | Çoklu değer atama/ ice imputation | 20 | Kritik kayıp veri oranı % 10 olarak belirlenmiştir. | x | x | x |
| Comparison of Three Quality of Life Instruments in Lymphatic Filariasis: DLQI, WHODAS 2.0, and LFSQQ | 36 | Hindistan | Lenfatik filariasis hastaları | SPSS komut dizisi | SPSS | 36- 32[a] | Görüşmeci tarafından yöneltilen | ✓ | ✓ | Çalışılmış ancak yazılmamış | Mevcut verilerin analizi | x | x | x | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı | İçerik Geçerliği /Yapı Geçerliği-Klasik test teorisi | Uyuşum Geçerliği / Ayırıcı Geçerlik |
| The WHO-DAS II: Measuring Outcomes of Hearing Aid Intervention for Adults | 380 | ABD | Gaziler/ işitme cihazı | SPSS Kayıp Veri Modülü | SPSS | 36- 32[a] | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Tedavi amacına yönelik(İntention to treat) & Çoklu değer atama | Çoklu değer atama& Beklenti Maksimizasyonu | x | x | x | x | x |

## EK-3. Literatürde taranan WHODAS 2.0 uygulanan çalışmalara ilişkin kontrol çizilgesi (Devam)

| Başlık | Çalışma-daki birey sayısı N | Çalışma yeri | Birey grubu/ hastalık konusu | Kayıp veri analizi için yazılım/ fonksiyon/ prosedür | Genel veri analizi için yazılım/ fonksiyon/ prosedür | WHODAS 12/32/36 | Ölçeğin uygulanış şekli | Genel kayıp veri oranı verilmiş mi? | Alt boyut kayıp veri oranı verilmiş mi? | Madde bazında kayıp veri oranı verilmiş mi? | Kayıp veri yaklaşımı (Gözardı edilmiş/atama yapılmış/tam veriyi kullanılmış…mı?) | Atama yöntemi | Atama yapılan veriseti sayısı (m) | Diğer yöntem/ kritik kayıp veri oranı | Güvenirlik | Geçerlik | Hipotez testi |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Validation of World Health Organization Assessment Schedule 2.0 in specialized somatic rehabilitation services in Norway | 970 | Norveç | somatik rehabilitasyon hizmetleri | SPSS | R programlama dili Doğrulayıcı Faktör Analizi için Lavaan paketi | 36- 32[a] | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | ✓ | ✓ | Cinsel aktivite maddesi dışında verilmemiş | Kılavuza uyulmuş: Çoklu değer atama | Hastalarla bazında kayıp veri oranı % 10'u geçmiyor. | 5 | Kritik limit % 10 olarak belirlendi. WHODAS 2.0 alt boyutlarında veya toplam puanda kayıp maddelerin oranı ≥% 50 ise, veriler hariç tutulmuştur. | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı /Test-tekrar test / Sınıf İçi Korelasyon Katsayısı | İçerik Geçerliği/Yapı Geçerliği- Klasik test teorisi | x |
| Validation of WHODAS II Chinese Traditional Version in persons with disabilities and chronic illnesses for Chinese population | 1020 | farklı Çin toplulukları | engelli insanlar ve kronik hastalıklar | SPSS | SPSS Mplus | 36- 32[a] | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | ✓ | ✓ | x | Tekli değer atama | Alt boyut bazında ortalama atama | x | WHODAS 2.0 alt boyutlarında veya toplam puanda kayıp maddelerin oranı ≥% 30 ise, veriler hariç tutulmuştur. | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı /Sınıf İçi Korelasyon Katsayısı | İçerik Geçerliği/Yapı Geçerliği- Klasik test teorisi | Uyuşum Geçerliği |
| Validation of the "World Health Organization Disability Assessment Schedule, WHODAS-2" in patients with chronic diseases | 1119 | Avrupa | 13 kronik hastalık | x | Mplus | 36- 32[a] | Gerek görüşmeci aracılığıyla gerekse birey veya bir vekil tarafından yanıtlanan | ✓ | ✓ | x | Tekli değer atama | Alt boyut bazında ortalama atama | x | x | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı /Test-tekrar test /Sınıf İçi Korelasyon Katsayısı | İçerik Geçerliği/Yapı Geçerliği- Klasik test teorisi | x |
| Development of traditional Chinese version of 36 – item (WHODAS 2.0) in Taiwan: Validity and reliability analyses | 307 | Tayvan | Yaşlı ve engellilere özel kuruluşları | x | SPSS& AMOS | 36- 32[a] | Görüşmeci tarafından yöneltilen | ✓(birey bazında) | ✓ | x | Tekli değer atama | Alt boyut bazında ortalama atama | x | WHODAS 2.0 alt boyutlarında kayıp maddelerin oranı ≥% 50 ise, veriler hariç tutulmuştur. | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı /Test-tekrar test /Sınıf İçi Korelasyon | İçerik Geçerliği/Yapı Geçerliği- Klasik test teorisi | x |
| Psychometric properties of the WHODASII in rehabilitation patients | 904 | Almanya | Rehabilitasyon alan farklı kronik hasta örneklemleri | SPSS | SPSS | 36- 32[a] | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | ✓ bazı maddeler için | Göz ardı etme | x | x | Tanımlayıcı veri analizi | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı /Test-tekrar test /Sınıf İçi | İçerik Geçerliği/Yapı Geçerliği- Klasik test teorisi | Uyuşum Geçerliği/ Ayırıcı Geçerlik |
| WHODAS II: reliability and validity in the measurement of activity and participation in a spinal cord injury population. | 63 | Avustralya | Spinal Kord Yaralanmaları | SPSS komut dizisi | SPSS WINSTEP | 36- 32[a] | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Mevcut verilerin analizi / Rasch analizi | x | x | Iş/okul yaşamı faaliyetleri (D5.8 - D5.11) çalışma dışında tutulmuştur. | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı/Sınıf İçi Korelasyon Katsayısı / Kişi | İçerik Geçerliği/Yapı Geçerliği- Klasik test teorisi / Yapı Geçerliği-Madde | Uyuşum Geçerliği/ Ayırıcı Geçerlik |

## EK-3. Literatürde taranan WHODAS 2.0 uygulanan çalışmalara ilişkin kontrol çizilgesi (Devam)

| Başlık | Çalışma - daki birey sayısı N | Çalışma yeri | Birey grubu/ hastalık konusu | Kayıp veri analizi için yazılım/ fonksiyon/ prosedür | Genel veri analizi için yazılım/ fonksiyon/ prosedür | WHODAS 12/32/36 | Ölçeğin uygulanış şekli | Genel kayıp veri oranı verilmiş mi? | Alt boyut kayıp veri oranı verilmiş mi? | Madde bazında kayıp veri oranı verilmiş mi? | Kayıp veri yaklaşımı (Gözardı edilmiş/atama yapılmış/tam veriyi kullanılmış…mı?) | Atama yöntemi | Atama yapılan veriseti sayısı (m) | Diğer yöntem/ kritik kayıp veri oranı | Güvenirlik | Geçerlik | Hipotez testi |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Validation of the Polish version of WHODAS 2.0 in an elderly population (60–70 years old) | 1000 | Polonya | Yaşlı populasyonu | SPSS komut dizisi | SPSS Statistica | 36- 32[a] | Gerek görüşmeci aracılığıyla gerekse bireytarafından yanıtlanan | x | x | x | kılavuza uyulmuş | <2 ortalama atama & ≥2 iken liste bazında silme | x | x | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı /Test-tekrar test | İçerik Geçerliği/Yapı Geçerliği- Klasik test teorisi | Uyuşum Geçerliği/ Eş-zamanlı Geçerliği |
| ICF disability measured byWHO-DASII in three community diagnostic groups in Madrid, Spain | 1053 | İspanya | Kronik obstrüktif akciğer hastalığı, kronik kalp yetmezliği veya inme. | x | x | 36- 32[a] | Gerekgörüşmeci aracılığıyla gerekse birey veya bir vekil tarafından yanıtlanan | x | x | x | Tekli değer atama | Alt grup bazında ortalama atama | x | Kritik kayıp veri oranı % 30 olarak belirlenmiştir. Aynı alanda birden fazla kayıp verisi olan bireyler analiz dışı bırakılmıştır. D5.8 - D5.11 ve D4.5 Maddes çalışma dışında tutulmuştur. | x | x | x |
| Analysis of disability using WHODAS 2.0 among the middle-aged and elderly in Cinco Villas, Spain | 1216 | İspanya | Orta yaşlı ve yaşlı bireyler | x | Stata | 36 | Gerek birey gerekse bir vekil tarafından yanıtlanan | x | x | x | Tekli değer atama | Alt boyut bazında ortalama atama | x | Kritik kayıp veri oranı % 30 olarak belirlenmiştir. Aynı alanda birden fazla kayıp verisi olan bireyler analiz dışı bırakıldı. (D5.2- D5.5) ve D4.5 Maddesi çalışma dışında tutulmuştur. | x | İçerik Geçerliği | x |
| Sensory Modulation for People with Anxiety in a Community Mental Health Setting | 4 | Yeni Zelanda | Anksiyete bozukluğu | x | R programlama dili- IRT | 36 | Bireytarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Bilgi yok | x | x | x | x | x | x |
| Big Five personality characteristics are associated with depression subtypes and symptom dimensions of depression in older adults | 378 | Hollanda | Depresyon | x | SPSS | 36 | Bilgi yok | x | x | x | Bilgi yok | x | x | x | x | x | x |
| Impact of nonmotor symptoms on disability in patients with Parkinson's disease | 86 | Italya | Parkinsonhastalığı | x | x | 36 | Görüşmeci tarafından yöneltilen | x | x | x | Bilgi yok | x | x | x | x | x | x |
| Changes of valued behaviors and functioning during an Acceptance and Commitment Therapy Intervention | 41 | Almanya | Panik bozukluğu olan hastalar | x | SPSS | 36 | Bireytarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Mevcut verilerin analizi | x | x | x | x | x | x |

## EK-3. Literatürde taranan WHODAS 2.0 uygulanan çalışmalara ilişkin kontrol çizilgesi (Devam)

| Başlık | Çalışma-daki birey sayısı N | Çalışma yeri | Birey grubu/ hastalık konusu | Kayıp veri analizi için yazılım/ fonksiyon/ prosedür | Genel veri analizi için yazılım/ fonksiyon/ prosedür | WHODAS 12/32/36 | Ölçeğin uygulanış şekli | Genel kayıp veri oranı verilmiş mi? | Alt boyut kayıp veri oranı verilmiş mi? | Madde bazında kayıp veri oranı verilmiş mi? | Kayıp veri yaklaşımı (Gözardı edilmiş/atama yapılmış/tam veriyi kullanılmış…mı?) | Atama yöntemi | Atama yapılan veriseti sayısı (m) | Diğer yöntem/ kritik kayıp veri oranı | Güvenirlik | Geçerlik | Hipotez testi |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Disability in bipolar disorder: The 36-item World Health Organization Disability Assessment Schedule 2.0 | 291 | İspanya | Bipolar bozukluk | x | Prelisv. 2.50 ve LISREL v.8.8 programları ve PASW v. 17.9 | 36 | Görüşmeci tarafından yöneltilen | ✓ | ✓ | x | Mevcut verilerin analizi | x | x | x | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı | İçerik Geçerliği/Yapı Geçerliği- Klasik test teorisi | x |
| Utility of the World Health Organization Disability Assessment Schedule II in schizophrenia | 352 | İspanya | Şizofreni | x | PASW , Prelis and LISREL | 36 | Görüşmeci tarafından yöneltilen | ✓ | ✓ | x | Mevcut verilerin analizi | x | x | x | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı /Test-tekrar test /Sınıf İçi Korelasyon Katsayısı | İçerik Geçerliği/Yapı Geçerliği- Klasik test teorisi | Uyuşum Geçerliği/ Eş-zamanlı Geçerliği / Ayırıcı Geçerlik |
| Can auditory and visual speech perception be trained within a group setting? | 48 | ABD | Konuşma Algısı | SAS Proc Mixed | SAS | 36 | Bireytarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Mevcut verilerin analizi/ tam bilgi en çok olabilirlik | x | x | x | x | x | x |
| Adaptation and psychometric properties evaluation of the Greek version of WHODAS 2.0. pilot application in Greek elderly population | 200 | Yunanistan | yaşlı populasyonu | SPSS | SPSS | 36 | Görüşmeci tarafından yöneltilen | ✓ | ✓ | x | Mevcut verilerin analizi/ 4 birey çalışmadan çıkarılmış | x | x | x | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı /Test-tekrar test /Sınıf İçi Korelasyon Katsayısı | İçerik Geçerliği/Yapı Geçerliği- Klasik test teorisi | Eş-zamanlı Geçerliği |
| Prevalence, work-loss days and quality of life of community dwelling subjects with depressive symptoms | 1 | Kore | majör depresif bozukluk | x | SPSS | x | Görüşmeci tarafından yöneltilen | x | x | x | Tam verilerin analizi | x | x | x | x | x | x |
| Concordance between severity of disease, prevalence of nonmotor symptoms, patient-reported quality of life and disability and use of medication in Parkinson's disease | 96 | Italya | Parkinson hastalığı | x | SPSS | 36 | Bireytarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Tam verilerin analizi | x | x | x | x | x | x |
| Effects of impairments on activities and participation in people affected by leprosy in the netherlands | 19 | Hollanda | Lepra | x | SPSS | 36 | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Tam verilerin analizi | x | x | x | x | x | x |
| Validation of WHODAS 2.0 12-item tool against the 36-item version for measuring functioning and disability associated with pregnancy and history of severe maternal morbidity | 631 | Brezilya | Kadınlar / maternal morbidite | x | SPSS | 36-12 | Görüşmeci tarafından yöneltilen | x | x | x | Tam verilerin analizi /liste bazında silme | x | x | x | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı | İçerik Geçerliği | X |

## EK-3. Literatürde taranan WHODAS 2.0 uygulanan çalışmalara ilişkin kontrol çizilgesi (Devam)

| Başlık | Çalışma-daki birey sayısı N | Çalışma yeri | Birey grubu/ hastalık konusu | Kayıp veri analizi için yazılım/ fonksiyon/ prosedür | Genel veri analizi için yazılım/ fonksiyon/ prosedür | WHODAS 12/32/36 | Ölçeğin uygulanış şekli | Genel kayıp veri oranı verilmiş mi? | Alt boyut kayıp veri oranı verilmiş mi? | Madde bazında kayıp veri oranı verilmiş mi? | Kayıp veri yaklaşımı (Gözardı edilmiş/atama yapılmış/tam veriyi kullanılmış…mı?) | Atama yöntemi | Atama yapılan veriseti sayısı (m) | Diğer yöntem/ kritik kayıp veri oranı | Güvenirlik | Geçerlik | Hipotez testi |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Quality of Life As a Potential Rehabilitation Service Outcome: The Relationship Between Employment, Quality of Life, and Other Life Areas | 346 | ABD | Mesleki rehabilitasyon programı | SPSS | x | 36 | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Tekli değer atama | Alt boyut bazında örneklemin medyan skorunu atama | x | Düşük (<0.4) madde yükü nedeniyle beş madde analizden çıkarılmıştır / Düşük kaliteli yanıtlar veren bireylerin formları (ör, anketin tamamı için aynı cevap) analizden çıkarılmıştır. | Sınıf İçi Korelasyon Katsayısı | Yapı Geçerliği-Klasik test teorisi | x |
| The epidemiology of personality disorders in the Sao Paulo Megacity general population | 2942 | Brezilya, Sao Paulo | Kişilik bozuklukları | Stata "mi estimate: svy:" | Stata | 36 | Görüşmeci tarafından yöneltilen | x | x | x | Çoklu değer atama | Çoklu değer atama | 10 | Kompleks örneklem tasarımı: Tabakalaşma, kümeleme ve ağırlıklandırma analizleri | x | x | x |
| Negative emotionality across diagnostic models: RDoC, DSM-5 section III, and FFM | 90 | ABD, Kentucky | Mental sağlık | x | x | 36 | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Çoklu değer atama | Çoklu değer atama& Beklenti Maksimizasyonu | 1 | Yüksek kayıp veri oranına sahip bireyler çalışma dışında tutulmuş | x | Yapı Geçerliği-Klasik test teorisi | Uyuşum Geçerliği |
| Examination of WHODAS 2.0 as a Measure of Disability Severity Among Veterans Receiving Cognitive Processing Therapy | 332 | ABD | Gazilerde travma sonrası & bilişsel işlem terapisi | SPSS "MI Bayesian" | SPSS | 36 | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | ✓ | x | x | Çoklu değer atama | Bayesyen yaklaşımla Çoklu değer ataması | 10 | x | x | x | x |
| Depression, worry, and psychosocial functioning predict eating disorder treatment outcomes in a residential and partial hospitalization setting | 423 | ABD | Yeme bozukluğu | Amelia | SPSS | 36 | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Çoklu değer atama | | x | x | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı | x | x |
| Effectiveness of the Engagement and Counseling for Latinos (ECLA) intervention in low-income latinos | 257 | ABD | Latin topluluklarda zihinsel sağlık | STATA "mi estimate" | STATA | x | Görüşmeci tarafından yöneltilen | x | x | x | Çoklu değer atama | | 10 | x | x | x | x |
| The applicability of WHODAS 2.0 in adolescents in China | 314 | Çin | Adölesanlar( aile fonksiyonu ve engellilik) | x | SPSS&AMOS | 36 | Birey tarafından yanıtlanan (yüzyüze-eposta) | x | x | x | Eksik yanıtları 1: hiç zorluk yaşamıyorum kodlama | x | x | x | Cronbach alfa Güvenirlik Katsayısı | Yapı Geçerliği-Klasik test teorisi | x |

a: 32 veya 36 maddeye dayanan standartlaştırılmış toplam puan (iş/okul yaşamı maddeleri geçerli ise 36), kayıp veri analizi için düzeltildi

## EK-4. Veri Türetmek için kullanılan datagen(ns,ni,t,beta,teta) fonksiyonu

*Kodlar yazarla iletişim kurularak sağlanabilir.*

## EK-5. Yanıt Fonksiyonu kullanılarak değer atama yapmak için kullanılan rf(x) fonksiyonu

*Kodlar yazarla iletişim kurularak sağlanabilir.*

## EK-6. Benzetim Verisi Üretimi için Örnek R Kodları

**A) Gerçek veri setinden Partial Credit Model (PCM) Kullanarak madde parametrelerini oluşturmak:**

```
#1-Her madde için madde zorluğu parametreleri
#2- Her madde için centralized threshold sınırları (minimum ve maksimum) alınacak

data=read.csv("dataset.csv",sep=";")
data=data-1
library(eRm)
s=PCM(data)
library(TAM)
mod1 <- TAM::tam.mml( data, irtmodel="PCM")
mod1$xsi #RUMM PCM thresholds
mod1$AXsi
AXsi0 <- - mod1$AXsi[,-1]
th <- AXsi0
K <- ncol(AXsi0)
for (cc in 2:K){
  th[,cc] <- AXsi0[,cc] - AXsi0[,cc-1]
}
d=rowMeans(th,na.rm=T) #beta , item difficulties
centr_th=th-d
rowSums(centr_th,na.rm=T)

#1)centralized threshold sınırlarını al:
minimum=apply(centr_th,1,min,na.rm=T)
maximum=apply(centr_th,1,max,na.rm=T)

thr=matrix(rep(NA,36*4),ncol=4)
for(i in 1:36){
  thr[i,]=sort(runif(n=4,min=minimum[i],max=maximum[i]))
}

thresholds=thr+d
#teta=round(seq(min(thresholds),max(thresholds),by=((max(thresholds)-min(thresholds))/(500-1))),3)
theta=round(seq(-6,6,by=(12/(500-1))),3)

#centralized threshold generation (sorted)
set.seed(111)
nsimulee=500
```

```
nsim=1000
sim_dat=NULL
for(kk in 1:nsim){
  dat=datagen(500,36,4,beta=thresholds,theta=theta)
  sim_dat=rbind(sim_dat,cbind(kk,dat))
}
colnames(sim_dat)=c("kk",colnames(data))
```

**B) Veri türetme**

*Kodlar yazarla iletişim kurularak sağlanabilir.*

**C) Kayıp veri oluşturma**

*Kodlar yazarla iletişim kurularak sağlanabilir.*

**D) RK mekanizmasında Kayıp veri oluşturma**

*Kodlar yazarla iletişim kurularak sağlanabilir.*

**E) Tam veri ve Kayıp veri içeren veri setlerinde PCM ile analizi, kişi ve madde parametrelerini elde etme**

*Kodlar yazarla iletişim kurularak sağlanabilir.*

**F) YF fonksiyonluyla kayıp veri setine değer atama**

*Kodlar yazarla iletişim kurularak sağlanabilir.*

**G) Test eşitleme yaklaşımı ile analiz edilen veri setleri**

```
xsi <- mod1$xsi$xsi
anchor <- matrix(c(seq(1,nparam),xsi), ncol=2)

##Run IRT with item parameters anchored on mod1 values
for(kk in 1:nsim){
  dat <- mcar50_sim_dat[mcar50_sim_dat[,1]== kk, ]
  dat <- dat[,-1]
  model1 <- TAM::tam.mml( dat, irtmodel="PCM",verbose=FALSE, xsi.fixed=anchor)
}
```

**H) Simülasyon sonrası Teta için yanlılık ve Hata Kareler Ortalaması**

```
#Simülasyon sonrası Theta için yanlılık ve Hata areler Ort değerleri

theta_values=NULL
theta_variance=NULL
for(mm in 1:500){
  a= PPar_TV$theta[PPar_TV$pid==mm]
  b= PPar_mcar10$theta[PPar_mcar10$pid==mm]
  c= PPar_mcar30$theta[PPar_mcar30$pid==mm]
```

```
 d= PPar_mcar50$theta[PPar_mcar50$pid==mm]
 e= PPar_mcar80$theta[PPar_mcar80$pid==mm]
 f=PPar_RK_sim_dat$theta[PPar_RK_sim_dat$pid==mm]

 g=PPar_rmWork$theta[PPar_rmWork$pid==mm]
 h=PPar_Participation$theta[PPar_Participation$pid==mm]
 gg=PPar_rmWork_Participation$theta[PPar_rmWork_Participation$pid==mm]
 bb= PPar_RF_dat10$theta[PPar_RF_dat10$pid==mm]
 cc= PPar_RF_dat30$theta[PPar_RF_dat30$pid==mm]
 dd= PPar_RF_dat50$theta[PPar_RF_dat50$pid==mm]
 ee= PPar_RF_dat80$theta[PPar_RF_dat80$pid==mm]
 ff=PPar_RF_RK$theta[PPar_RF_RK$pid==mm]

 bbb= PPar_ANC_10$theta[PPar_ANC_10$pid==mm]
 ccc= PPar_ANC_30$theta[PPar_ANC_30$pid==mm]
 ddd= PPar_ANC_50$theta[PPar_ANC_50$pid==mm]
 eee= PPar_ANC_80$theta[PPar_ANC_80$pid==mm]
 fff=PPar_ANC_RK$theta[PPar_ANC_RK$pid==mm]
 theta_values=rbind(theta_values, cbind(theta[mm], mean(a),mean(b),
                                mean(c),mean(d),mean(e),mean(f),
                                mean(g),mean(h),mean(gg),mean(bb),
                                mean(cc),mean(dd),mean(ee),mean(ff),
                          mean(bbb),mean(ccc),mean(ddd),mean(eee),mean(fff)))
 theta_variance=rbind(theta_variance, cbind(var(a),var(b),var(c),var(d),
                var(e),var(f),var(g),var(h),var(gg),var(bb),var(cc),var(dd),
                var(ee),var(ff),var(bbb),var(ccc),var(ddd),var(eee),var(fff)))
 }
colnames(theta_values)=c("true_Theta","TV","M10","M30","M50","M80","RK",
                "rmWork", "Part_Testlet", "Part_rmWork","RF10","RF30",
                "RF50","RF80","RF_RK","ANC10","ANC30","ANC50","ANC80","ANC_RK")

colnames(theta_values)=c("Gerçek_teta","TV","K10","K30","K50","K80","RK",
"İş Hariç",
"KatılımT", "KatılımT-İş",
"YF10","YF30","YF50","YF80","YF_RK",
"ANK10","ANK30","ANK50","ANK80","ANK_RK")

colnames(theta_variance)=c("TV","K10","K30","K50","K80","RK",
                    "İş Hariç",
                    "KatılımT", "KatılımT-İş",
                    "YF10","YF30","YF50","YF80","YF_RK",
                    "ANK10","ANK30","ANK50","ANK80","ANK_RK")
theta_values<- as.data.frame(theta_values)
theta_variance<- as.data.frame(theta_variance)


bias_values=cbind(theta_values$TV-theta_values$true_Theta,
              theta_values$M10-theta_values$true_Theta,
              theta_values$M30-theta_values$true_Theta,
              theta_values$M50-theta_values$true_Theta,
              theta_values$M80-theta_values$true_Theta,
              theta_values$RK-theta_values$true_Theta,
              theta_values$rmWork-theta_values$true_Theta,
              theta_values$Part_Testlet-theta_values$true_Theta,
              theta_values$Part_rmWork-theta_values$true_Theta,
              theta_values$RF10-theta_values$true_Theta,
              theta_values$RF30-theta_values$true_Theta,
              theta_values$RF50-theta_values$true_Theta,
```

```
            theta_values$RF80-theta_values$true_Theta,
            theta_values$RF_RK-theta_values$true_Theta)

colnames(bias_values)=c("TV","K10","K30","K50","K80","RK",
                "İş Hariç",
                "KatılımT", "KatılımT-İş",
                "YF10","YF30","YF50","YF80","YF_RK")

MSE_values=cbind(theta_values$true_Theta,
            (bias_values$TV)^2+theta_variance$TV,
            (bias_values$M10)^2+theta_variance$M10,
            (bias_values$M30)^2+theta_variance$M30,
            (bias_values$M50)^2+theta_variance$M50,
            (bias_values$M80)^2+theta_variance$M80,
            (bias_values$RK)^2+theta_variance$RK,
            (bias_values$rmWork)^2+theta_variance$rmWork,
            (bias_values$Part_Testlet)^2+theta_variance$Part_Testlet,
            (bias_values$Part_rmWork)^2+theta_variance$Part_rmWork,
            (bias_values$RF10)^2+theta_variance$RF10,
            (bias_values$RF30)^2+theta_variance$RF30,
            (bias_values$RF50)^2+theta_variance$RF50,
            (bias_values$RF80)^2+theta_variance$RF80,
            (bias_values$RF_RK)^2+theta_variance$RF_RK,

colnames(MSE_values)=c("true_Theta","TV","M10","M30","M50","M80","RK","rmWork",
                        "Part_Testlet", "Part_rmWork",
                        "RF10","RF30","RF50","RF80","RF_RK")

MSE_values<- as.data.frame(MSE_values)
```

**I) Simülasyon sonrası BAI ve Cronbach alfa değerleri**

```
a=PPar_TV[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
b=PPar_mcar10[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
c=PPar_mcar30[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
d=PPar_mcar50[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
e=PPar_mcar80[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
f=PPar_RK_sim_dat[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
g=PPar_rmWork[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
h=PPar_Participation[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
gg=PPar_rmWork_Participation[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
bb=PPar_RF_dat10[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
cc=PPar_RF_dat30[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
dd=PPar_RF_dat50[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
ee=PPar_RF_dat80[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
ff=PPar_RF_RK[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]

bbb=PPar_ANC_10[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
ccc=PPar_ANC_30[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
ddd=PPar_ANC_50[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
eee=PPar_ANC_80[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
fff=PPar_ANC_RK[seq(1, 500000, 500), c(5,8,9,10)]
xfactor=as.vector(rep(factor(c("TV","K10","K30","K50","K80","RK",
  "İş Hariç",  "KatılımT", "KatılımT-İş","YF10","YF30","YF50","YF80","YF_RK",
"ANK10","ANK30","ANK50","ANK80" ,"ANK_RK")), each = 1000))
Rel_Par=cbind(xfactor,rbind(a,b,c,d,e,f,g,h,gg,bb,cc,dd,ee,ff,bbb,ccc,ddd,eee,fff))
Rel_Par$xfactor<-factor(Rel_Par$xfactor, levels=c("TV","K10","K30","K50","K80","RK",
                                    "İş Hariç",  "KatılımT", "KatılımT-İş",
```

```
                                    "YF10","YF30","YF50","YF80","YF_RK",
                                    "ANK10","ANK30","ANK50","ANK80","ANK_RK" ))
boxplot(WLEREL~Rel_Par$xfactor, data=Rel_Par,main="Kişi Ayırsama
İndeksi",cex.axis=0.8,las=2, cex.lab=1,
      at =c(1,2,3,4,5,6,7,8,9, 11,12,13,14,15, 17,18,19,20,21),
col =
c("orange","orange","orange","orange","orange","orange","orange","orange","orange","lightblue","lig
htblue","lightblue","lightblue","lightblue","palevioletred1","palevioletred1","palevioletred1","paleviol
etred1","palevioletred1"))
```

**J) Simülasyon sonrası uyum istatistikleri**

```
Person_outfit.t_values_mean=NULL

for(mm in 1:500){

 a= PPar_TV$outfit.t[PPar_TV$pid==mm]
 b= PPar_mcar10$outfit.t[PPar_mcar10$pid==mm]
 c= PPar_mcar30$outfit.t[PPar_mcar30$pid==mm]
 d= PPar_mcar50$outfit.t[PPar_mcar50$pid==mm]
 e= PPar_mcar80$outfit.t[PPar_mcar80$pid==mm]
 f= PPar_RK_sim_dat$outfit.t[PPar_RK_sim_dat$pid==mm]

 g=PPar_rmWork$outfit.t[PPar_rmWork$pid==mm]
 h=PPar_Participation$outfit.t[PPar_Participation$pid==mm]
 j=PPar_rmWork_Participation$outfit.t[PPar_rmWork_Participation$pid==mm]

 bbb= PPar_ANC5_10$outfit.t[PPar_ANC5_10$pid==mm]
 ccc= PPar_ANC5_30$outfit.t[PPar_ANC5_30$pid==mm]
 ddd= PPar_ANC5_50$outfit.t[PPar_ANC5_50$pid==mm]
 eee= PPar_ANC5_80$outfit.t[PPar_ANC5_80$pid==mm]
 fff= PPar_ANC5_RK$outfit.t[PPar_ANC5_RK$pid==mm]

 Person_outfit.t_values_mean=rbind(Person_outfit.t_values_mean,
   cbind(PPar_TV$person[mm],          mean(a),mean(b),mean(c),mean(d),mean(e),mean(f),mean(g),
mean(h),mean(j),mean(bbbb),mean(cccc),mean(dddd),mean(eeee),mean(ffff)))
}
colnames(Person_outfit.t_values_mean)=c("Person id","TV","K10","K30","K50","K80","RK",
                                "İş Hariç",  "KatılımT", "KatılımT-İş",
                                "32ANK10","32ANK30","32ANK50","32ANK80","32ANK_RK",
                                "5ANK10","5ANK30","5ANK50","5ANK80","5ANK_RK",
                                "YF10","YF30","YF50","YF80","YF_RK")

####Tümel Ki kare

Fit_ki_sim_dat<-NULL
for(kk in 1:nsim){
 dat <- sim_dat[sim_dat[,1]== kk, ]
 dat <- dat[,-1]
 mod1 <- TAM::tam.mml( dat, irtmodel="PCM",verbose=FALSE)
 fit<- TAM::tam.modelfit(mod1, progress=FALSE)
 BB<-cbind(sum((fit[["chi2.stat"]])$chi2),pchisq(sum((fit[["chi2.stat"]])$chi2),df=144,
lower.tail=TRUE))
Fit_ki_sim_dat <- rbind(Fit_ki_sim_dat,cbind(kk,BB))
}
```

# ÖZGEÇMİŞ


| | |
|---|---|
| Adı Soyadı | : Duygu SIDDIKOĞLU |
| Doğum Tarihi | : 09/11/1984 |
| Telefon | : 0 530 252 5544 |
| Mail adresi | : duygu.sddk@gmail.com |
| Adres | : Kavaklıdere Mah. Binektaşı Sok 19/5 Çankaya/ ANKARA |


Öğrenim Durumu:

| | |
|---|---|
| Doktora<br>2015 –2019 | ANKARA ÜNİVERSİTESİ<br>Sağlık Bilimleri Enstitüsü /Biyoistatistik AD<br>(CGPA: 3.78/4.0) |
| Yüksek Lisans<br>2012 –2015 | ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ<br>Sağlık Bilimleri Enstitüsü /Biyoistatistik AD<br>*(CGPA: 3.78/4.0)*<br>*Tez Konusu: Boylamsal Veri Analizi ile Dengeli Olmayan Tekrarlı Ölçümlerin Modellenmesi* |
| Yüksek Lisans<br>2013 –2014 | HASSELT ÜNİVERSİTESİ (Hasselt, Belçika)<br>Yüksek Lisans Seviyesinde Erasmus Değişim Programı, Biyoistatistik Bölümü |
| Lisans<br>2002- 2007 | ORTA DOĞU TEKNIK ÜNİVERSİTESİ<br>Fen Fakültesi / İstatistik Bölümü *(CGPA: 2.75/4.0)* |

Yabancı Diller (Puan ve Yılı):

Yüksek Öğretim Kurumları Yabancı Dil (YÖKDİL) Sınavı Puanı:92,50 (05.03.2017)

Akademik Görevler:

| | |
|---|---|
| Araştırma Görevlisi | ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ |
| Tem 2014 –Aralık 2015 | Biyoistatistik Anabilim Dalı |

Projelerde Yaptığı Görevler:

1. Boylamsal Veri Analizi ile Dengeli Olmayan Tekrarlı Ölçümlerin Modellenmesi. (Çukurova Üniversitesi BAP Takip No: TYL-2015-3670), BAP, Proje Çalışanı, Proje Yürütücüsü: Zeliha Nazan Alparslan, 2014-2015

İdari Görevler:

| | |
|---|---|
| Kalite Koordinatörü | Gaziantep Üniversitesi Tıp Fakültesi Hastanesi |
| 2011 –2013 | |
| Çalışan Hakları Kom Bşk. | Gaziantep Üniversitesi Tıp Fakültesi Hastanesi |
| 2012 –2013 | |

Bilimsel Kuruluşlara Üyelikler:

1. Uluslararası Doğu Akdeniz Bölgesi Biyometri Topluluğu (Eastern Meditteranean Region of The International Biometric Society EMR-IBS), Üye, 2015.
2. Biyoistatistik Derneği, Üye, 2013

Seminer ve Paneller:

1. Boylamsal Veri Analizinde GEE ve GLMM Yöntemlerinin Karşılaştırılması (Ankara Üniversitesi Biyoistatistik Bölümü, Doktora Semineri, 2017)
2. Kayıp Verilerde Bayesyen Metod Yaklaşımı (Çukurova Üniversitesi Biyoistatistik Bölümü, Yüksek Lisans Semineri, 2014)

Diğer (Üniversite/Akademi Dışı) Deneyim:

| | |
|---|---|
| Mart 2016 – Aralık 2018 | Sağlık Bakanlığı<br>Sağlık Bilgi Sistemleri Genel Müdürlüğü,<br>Dünya Bankası İstatistik Danışmanı |
| Ağustos 2011 – Eylül 2013 | Gaziantep Üniversitesi Tıp Fakültesi<br>Kalite Yönetim Birimi, İstatistik Uzmanı |
| Nisan 2010 - Ağustos 2011 | Boehringer Ingelheim İlaç Sanayi AŞ<br>İş Geliştirme Departmanı, CRM Uzmanı |
| Kasım 2007 – Nisan 2010 | Sony Eurasia İstanbul İş Geliştirme Merkezi<br>Bilişim Destek Departmanı, Sistem Analisti |

ESERLER

A. Uluslararası hakemli dergilerde yayımlanan makaleler:

**A1.** Dağoğlu Hark B, **Sıddıkoğlu D**, Alparslan ZN. (2019). A MEDLINE Survey Study on Reporting of Design Effect and Degree of Compliance with STROBE. Turkiye Klinikleri J Biostat.,11(1):66-71. DOI: 10.5336/biostatic.2018-63697

B. Uluslararası bilimsel toplantılarda sunulan ve bildiri kitaplarında (proceedings) basılan bildiriler:

**B1**. **Sıddıkoğlu D**, Unal I, Alparslan ZN. Longitudinal Data Analysis in the Modeling of Unbalanced Repeated Measurements. 8th Conference of the Eastern Mediterranean Region of the International Biometric Society (EMR-IBS), May 11 to 15, 2015, Cappadocia, Turkey. (Poster bildiri)

**B2**. Dağoğlu B, **Sıddıkoğlu D**, Alparslan ZN. Is a Statement of the Design Effect Necessary in STROBE Checklist? (Concordance of MEDLINE Survey Studies with respect to STROBE). 8th Conference of the Eastern Mediterranean Region of the International Biometric Society (EMR-IBS), May 11 to 15, 2015, Cappadocia, Turkey. (Poster bildiri)

C. Yazılan ulusal/uluslararası kitaplar veya kitaplardaki bölümler:

C1. Yazılan ulusal kitaplardaki bölümler:

**C.1.1** Özalp Ateş FS, **Sıddıkoğlu D.** (2018) "Bölüm 4 Deneysel Araştırmalar". Gökmen D.(Ed.), Bilimsel Araştırma Yöntemleri, (s 43,63). Ankara: Ankara Üniversitesi Basımevi. Yayın No:468, ISBN: 978-605-136-384-4.

---

D. Ulusal hakemli dergilerde yayımlanan makaleler:

**D1**. **Sıddıkoğlu D,** Doğanay Erdoğan B, Gökmen D, Kutlay Ş. (2019).WHODAS 2.0 Ölçeği ile Toplanan Verilerde Kayıp Verilerin Ele Alınma Yaklaşımlarının İncelemesi. Ankara Üniversitesi Tıp Fakültesi Mecmuası,72(1):1-12. DOI: 10.4274/atfm.galenos.2019.30075

---

E. Ulusal bilimsel toplantılarda sunulan ve bildiri kitaplarında basılan bildiriler:

---

**E1. Sıddıkoğlu D**, Doğanay Erdoğan B, Gökmen D, Kutlay Ş. (2019). Sistematik Derleme: WHODAS-2.0 Ölçeği ile Toplanan Verilerde Kayıp Verilerin Ele Alınma Yaklaşımlarının İncelenmesi. XX. Ulusal Biyoistatistik Kongresi, Gaziantep Türkiye, 25 – 29 Ekim 2018. (Poster bildiri)

**E2. Sıddıkoğlu D,** Özalp Ateş FS, Demir E, Yavuz Y. Bağımlı Değişkenin Sürekli ve Tekrarlı Olduğu Denemelerde Özet İstatistikler Kullanılarak Örneklem Büyüklüğünün Hesaplanması. XIX. Ulusal ve II. Uluslararası Biyoistatistik Kongresi, Antalya, 25 – 28 Ekim 2017. (Sözlü bildiri)

**E3. Sıddıkoğlu D**, Özalp Ateş FS, Yavuz Y. Tekrarlı Veri Tasarımlarında Örneklem Büyüklüğünün Hesaplanması Hangi Faktörlerden Nasıl Etkilenir? XVIII. Ulusal ve I. Uluslararası Biyoistatistik Kongresi, Antalya, 26 – 29 Ekim 2016. (Poster bildiri)

**E4.** Özalp Ateş FS, **Sıddıkoğlu D**, Yavuz Y. Kümelenmiş Verilerde İki Oran Testinde Sınıf İçi Korelasyon Katsayısı ve Küme Büyüklüğü Örneklem Büyüklüğünü Nasıl Etkiler? XVIII. Ulusal Biyoistatistik Kongresi, Antalya, 26 – 29 Ekim 2016. (Poster bildiri)

**E5. Sıddıkoğlu D**, Alparslan ZN. Ağırlıklı Genelleştirilmiş Kestirim Denklemleri Yöntemi ile Dengeli Olmayan Boylamsal Verilerin Analizi. XVII. Ulusal Biyoistatistik Kongresi, Kıbrıs, 5-9 Kasım 2015. (Sözlü bildiri)

**E6. Sıddıkoğlu D**, Alparslan ZN. Rasgele Kayıp Mekanizmasında Dengeli Olmayan Boylamsal Verilerin Doğrusal Karma Etki Modeli ile Analizi. XVII. Ulusal Biyoistatistik Kongresi, Kıbrıs, 5-9 Kasım 2015. (Poster bildiri)

**E7. Sıddıkoğlu D**, Mesiri P, Kanavou S, Kalyvas C. İkili ve Tekrarlı Cevap Değişkeni Durumunda Uygulanabilecek Farklı Yöntemlerin Değerlendirilmesi. XVI. Ulusal Biyoistatistik Kongresi, Antalya, 10-12 Eylül 2014. (Sözlü bildiri)

**E8. Sıddıkoğlu D**, Alparslan ZN. Meta Analizlerde Yayın Yanlılığını Azaltmak İçin Yöntemler. XVI. Ulusal Biyoistatistik Kongresi, Antalya, 10-12 Eylül 2014. (Poster bildiri)

**E9. Sıddıkoğlu D**, Alparslan ZN. PubMed Klinik Deneme Meta Analizlerinde Yayın Yanlılığı Değerlendirilme Yöntemleri. XV. Ulusal Biyoistatistik Kongresi, Aydın, 20-23 Ağustos 2013. (Poster bildiri)

---

F. Diğer yayınlar:

**F1**. Birinci Ş, **Sıddıkoğlu D,** Aktaş Gökçe H. (2018) Sağlık Alanında Karar Destek Sistemleri Modeli ve İş Zekası Çözümleri. Sağlık Düşüncesi ve Tıp Kültürü Dergisi: 46: 12-13. www.sdplatform.com/Images/Filemanager/SD_46.pdf

---