

109794

T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ

**KATEGORİK VERİ ANALİZİNDE
EŞ DEĞİŞKEN BULUNMASI
DURUMUNDA GENELLEŞTİRİLMİŞ
TAHMİN DENKLEMLERİ YAKLAŞIMI
VE BİR UYGULAMA**

**Berna YAZICI
Doktora Tezi**

109794

**Fen Bilimleri Enstitüsü
İstatistik
Ana Bilim Dalı
Ocak - 2001**

JÜRİ VE ENSTİTÜ ONAYI

Berna YAZICI'nın Kategorik Veri Analizinde Eş Değişken Bulunması Durumunda Genelleştirilmiş Tahmin Denklemleri Yalıtımı ve Bir Uygulama başlıklı İstatistik Anabilim Dalındaki, Doktora tezi 24.1.2021 tarihinde, aşağıdaki jüri tarafından Anadolu Üniversitesi Lisansüstü Eğitim-Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin ilgili maddeleri uyarınca değerlendirilerek kabul edilmiştir.

T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU DOKÜMANTASYON MERKEZİ

	Adı-Soyadı	İmza
Üye (Tez Danışmanı)	: Prof. Dr. Emrîye AYOĞLU	
Üye	: Prof. Dr. ZORAY CANKÜLER	
Üye	: Prof. Dr. Enel SİTLER	
Üye	: Prof. Dr. Ahmet ÖZMEN	
Üye	: Doç. Dr. Zeki ÇALMAK	

Anadolu Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulunun 31.01.2021 tarih ve 4/1 sayılı kararıyla onaylanmıştır.


Enstitü Müdürü
Prof. Dr. Orhan ÖZER
Fen Bilimleri Enstitüsü
Müdürü

ÖZET**Doktora Tezi****KATEGORİK VERİ ANALİZİNDE EŞ DEĞİŞKEN BULUNMASI DURUMUNDA
GENELLEŞTİRİLMİŞ TAHMİN DENKLEMLERİ YAKLAŞIMI VE BİR UYGULAMA****BERNA YAZICI**

**Anadolu Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
İstatistik Anabilim Dalı**

Danışman: Prof. Dr. Embiya AĞAOĞLU**2001**

Bu tezde kategorik verilerde eş değişken varken kullanılan istatistiksel süreçler ele alınmıştır. Öncelikle nicel veriler için kullanılan kovaryans analizi üzerinde kısaca durulmuş ardından kategorik veriler için rassal model metodları, ağırlıklı en küçük kareler metodu, ağırlıklandırılmamış en küçük kareler metodu ve loglinear model metodları anlatılmıştır. Ardından longitudinal veri setleri hakkında bilgi verilmiş ve bu veri setlerinin bir türü olan çapraz deneylere değinilmiştir. Bu veriler için etkinliğin arttırılması amacıyla kullanılan bir metod olan “Genelleştirilmiş Tahmin Denklemleri” anlatılmıştır. Genelleştirilmiş tahmin denklemleri metodunun maksimum benzerlik metodu ve ağırlıklı en küçük kareler metodu ile karşılaştırılmasına kısaca yer verilmiştir. Son olarak bu metod bir grup romatizma hastasından alınan veriler üzerinde uygulanmış ve sonuçlar yorumlanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Eş Değişken, Kategorik Veri Analizi, Genelleştirilmiş Tahmin Denklemleri (GTD), Kovaryans Analizi

ABSTRACT**PhD Thesis****GENERALIZED ESTIMATING EQUATION APPROACH IN THE CASE OF EXISTENCE A
COVARIATE IN CATEGORICAL DATA ANALYSIS AND AN APPLICATION****BERNA YAZICI**

**Anadolu University
Graduate School of Natural and Applied Sciences
Statistics Program**

Supervisor: Prof. Dr. Embiya AĞAOĞLU

2001

In this thesis statistical processes which are used in the case of having a covariate in categorical data analysis are examined. First of all analysis of covariance for continuous data sets is briefly given, then randomized model methods, weighted least squares method, unweighted least squares method and loglinear model methods are discussed. Then information about longitudinal data sets is given and a kind of longitudinal data sets, crossover designs are mentioned. "Generalized Estimating Equations" method which is used to increase efficiency for this kind of data sets is discussed. The comparisons of Generalized Estimating Equations method with maximum likelihood method and weighted least squares method are briefly given. Finally this method is applied on a group of osteoarthritis patients data and the results are interpreted.

Keywords: Covariate, Categorical Data Analysis, Generalized Estimating Equations (GEE), Analysis of Covariance

TEŞEKKÜR

Çalışmanın gerçekleşmesinde yardım ve ilgilerini esirgemeyen danışman hocam Prof. Dr. Embiya AĞAOĞLU'na, tez izleme komitemde yer alan hocalarım Prof. Dr. Ersoy CANKÜYER ve Prof. Dr. Ahmet ÖZMEN'e teşekkürü bir borç bilirim.

University of North Carolina, Biyoistatistik Bölümü'ndeki çalışmalarım sırasında bana yardımcı olan hocam Prof. Dr. Garry KOCH'a, bölüm elemanlarından Dr. John PREISSER'a, Arş. Gör. Todd SCHWARTZ ve Arş. Gör. Xiaofei WANG'a, verileri elde etmemde sağladığı kolaylıktan dolayı Vanderbilt University Medical Center çalışanlarından römötolog Dr. Theodore PINCUS'a teşekkürlerimi sunarım.

Çalışmalarım sırasında destek ve anlayışlarından dolayı eşime, anne ve babama teşekkür ederim.



İÇİNDEKİLER

	<u>Sayfa</u>
ÖZET	i
ABSTRACT	ii
TEŞEKKÜR	iii
İÇİNDEKİLER.....	iv
TABLolar DİZİNİ.....	x
SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ	xvii
1. GİRİŞ	1
2. KATEGORİK VERİLERDE KOVARYANS ANALİZİ.....	4
2.1. Kovaryans Analizi	4
2.2. Kovaryans Analizinin Tarihçesi	5
2.3. Kovaryans Analizinde Modelin Tanımlanması	5
2.4. Kovaryans Analizinin Kullanım Amaçları	6
2.5. Kovaryans Analizinin Varsayımları	7
2.6. Model Bileşenlerine Karar Verilmesi	10
2.7. Kategorik Verilerde Kovaryans Analizinde Kullanılan Teknikler	12
2.7.1. Rassal model metotları	12
2.7.1.1. Doğrudan (düzeltmesiz) analiz	13
2.7.1.2. Kovaryans düzeltmeli analiz.....	18
2.7.1.3. Tabakalı düzeltmeli analiz	19
2.7.2. İlişkili marjinal ortalamalar için ağırlıklı en küçük kareler metotları.....	21
2.7.3. Ağırlıklandırılmamış en küçük kareler metodu.....	24
2.7.4. Loglinear model metotları	28
2.7.4.1. İki şıklı yanıt değişkeni için logistik model.....	29
2.7.4.2. Tüm yanıt dağılımı için loglinear model analizi	32

İÇİNDEKİLER (DEVAM)

	<u>Sayfa</u>
3. GENELLEŞTİRİLMİŞ TAHMİN DENKLEMLERİ YÖNTEMİ.....	36
3.1. Longitudinal Veriler.....	36
3.1.1. Longitudinal verilerin modellenmesi	37
3.1.2. Longitudinal verilerin kullanımının yararları	38
3.1.3. Longitudinal verilerin analizinde karşılaşılan sorunlar.....	39
3.2. Genel Doğrusal Modeller	40
3.2.1. GDM’de kullanılan bağlantı fonksiyonları	41
3.2.2. GDM’de model fonksiyonları	42
3.2.2.1. Marjinal modeller.....	42
3.2.2.2. Rassal etkiler modelleri	44
3.2.2.3. Geçiş (Markov) modelleri.....	45
3.2.3. Marjinal modellerle rassal etkiler modeli arasındaki ilişki	46
3.3. Genelleştirilmiş Tahmin Denklemleri Yöntemi	48
3.3.1. Quasi-Likelihood	50
3.3.2. İki şıklı yanıt dağılımı için GTD yöntemi ile regresyon katsayılarının tahmini.....	51
3.3.3. Çok şıklı yanıt dağılımı için GTD yöntemi ile regresyon katsayılarının tahmini.....	53
3.3.4. Parametrelerin yorumu	55
3.3.5. GTD yönteminde varyansların belirlenmesi	57
3.3.6. GTD yönteminde korelasyon yapısının belirlenmesi	58
3.3.6.1. Yapılandırılmamış korelasyon	59
3.3.6.2. Bağımsız korelasyon yapısı	60
3.3.6.3. Exchangeable (değiştirilebilir) korelasyon yapısı	61
3.3.6.4. Otoregresif korelasyon yapısı	62
3.3.6.5. M-bağımlı korelasyon yapısı	62
3.3.6.6. Sabit korelasyon yapısı.....	63
3.3.7. GTD yönteminde uyum iyiliği	64
3.3.8. Eksik gözlem durumunda GTD yöntemi	66
3.3.9. GTD yönteminin kullanımının avantajları	67
3.3.10. GTD yönteminin kullanımının dezavantajları	68

İÇİNDEKİLER (DEVAM)

Sayfa

3.3.11. GTD1 yöntemi ve GTD2 yöntemi.....	68
3.3.12. Maksimum benzerlik ile GTD yönteminin karşılaştırılması.....	70
3.3.13. Ağırlıklı en küçük kareler yöntemi ile GTD yönteminin karşılaştırılması	71
 4. ROMATİZMA HASTALIKLARINA İLİŞKİN VERİLERİN GENELLEŞTİRİLMİŞ TAHMİN DENKLEMLERİ YÖNTEMİ İLE ANALİZİ	73
4.1. Uygulama İle İlgili Genel Bilgiler	73
4.1.1. Anket formlarının niteliği	75
4.1.2. Verilerin elde edilmesi.....	75
4.1.3. Değişkenlerin tanımlanması.....	76
4.1.4. Analiz.....	77
4.2. Sonuçlar	77
4.2.1. Ağrı şiddeti yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini	79
4.2.1.1. Ağrı şiddeti ve yaş.....	79
4.2.1.2. Ağrı şiddeti ve medeni durum.....	81
4.2.1.3. Ağrı şiddeti ve çalışma durumu	84
4.2.1.4. Ağrı şiddeti ve eğitim durumu	87
4.2.1.5. Ağrı şiddeti ve cinsiyet	90
4.2.1.6. Ağrı şiddeti ve hedef eklem	92
4.2.2. İyileşme yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini	96
4.2.2.1. İyileşme ve yaş.....	96
4.2.2.2. İyileşme ve medeni durum.....	97
4.2.2.3. İyileşme ve çalışma durumu	98
4.2.2.4. İyileşme ve eğitim durumu	99
4.2.2.5. İyileşme ve cinsiyet	101
4.2.2.6. İyileşme ve hedef eklem	102
4.2.3. Kullanılan ilaçtan memnuniyet yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini	103
4.2.3.1. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve yaş.....	104
4.2.3.2. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve medeni durum	105
4.2.3.3. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve çalışma durumu	106

İÇİNDEKİLER (DEVAM)

	<u>Sayfa</u>
4.2.3.4. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve eğitim durumu	107
4.2.3.5. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve cinsiyet.....	108
4.2.3.6. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve hedef eklem.....	109
4.2.4. Yaşamsal aktiviteler yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini	110
4.2.4.1. Yaşamsal aktiviteler ve yaş.....	111
4.2.4.2. Yaşamsal aktiviteler ve medeni durum	112
4.2.4.3. Yaşamsal aktiviteler ve çalışma durumu	113
4.2.4.4. Yaşamsal aktiviteler ve eğitim durumu	114
4.2.4.5. Yaşamsal aktiviteler ve cinsiyet.....	116
4.2.4.6. Yaşamsal aktiviteler ve hedef eklem.....	117
4.2.5. Altı hafta sonunda gelişme yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini	118
4.2.5.1. Altı hafta sonunda gelişme ve yaş.....	119
4.2.5.2. Altı hafta sonunda gelişme ve medeni durum.....	120
4.2.5.3. Altı hafta sonunda gelişme ve çalışma durumu	121
4.2.5.4. Altı hafta sonunda gelişme ve eğitim durumu	122
4.2.5.5. Altı hafta sonunda gelişme ve cinsiyet.....	123
4.2.5.6. Altı hafta sonunda gelişme ve hedef eklem	124
4.2.6. İlaçların yeterliliği yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini.....	126
4.2.6.1. İlaçların yeterliliği ve yaş	127
4.2.6.2. İlaçların yeterliliği ve medeni durum	128
4.2.6.3. İlaçların yeterliliği ve çalışma durumu	129
4.2.6.4. İlaçların yeterliliği ve eğitim durumu.....	130
4.2.6.5. İlaçların yeterliliği ve cinsiyet.....	131
4.2.6.6. İlaçların yeterliliği ve hedef eklem.....	132
4.2.7. Araştırmacıya göre iyileşme yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini ...	134
4.2.7.1. Araştırmacıya göre iyileşme ve yaş.....	134
4.2.7.2. Araştırmacıya göre iyileşme ve medeni durum	135
4.2.7.3. Araştırmacıya göre iyileşme ve çalışma durumu	137
4.2.7.4. Araştırmacıya göre iyileşme ve eğitim durumu	138
4.2.7.5. Araştırmacıya göre iyileşme ve cinsiyet.....	139
4.2.7.6. Araştırmacıya göre iyileşme ve hedef eklem.....	141

İÇİNDEKİLER (DEVAM)

	<u>Sayfa</u>
4.2.8. Aktivitede ağrı şiddeti yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini	142
4.2.8.1. Aktivitede ağrı şiddeti ve yaş	142
4.2.8.2. Aktivitede ağrı şiddeti ve medeni durum	143
4.2.8.3. Aktivitede ağrı şiddeti ve çalışma durumu	145
4.2.8.4. Aktivitede ağrı şiddeti ve eğitim durumu	146
4.2.8.5. Aktivitede ağrı şiddeti ve cinsiyet	147
4.2.8.6. Aktivitede ağrı şiddeti ve hedef eklem	148
4.2.9. Hareketlerde ortalama ağrı yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini	150
4.2.9.1. Hareketlerde ortalama ağrı ve yaş	150
4.2.9.2. Hareketlerde ortalama ağrı ve medeni durum	151
4.2.9.3. Hareketlerde ortalama ağrı ve çalışma durumu	153
4.2.9.4. Hareketlerde ortalama ağrı ve eğitim durumu	154
4.2.9.5. Hareketlerde ortalama ağrı ve cinsiyet	155
4.2.9.6. Hareketlerde ortalama ağrı şiddeti ve hedef eklem	157
4.2.10. Ortalama sancı yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini	158
4.2.10.1. Ortalama sancı ve yaş	158
4.2.10.2. Ortalama sancı ve medeni durum	159
4.2.10.3. Ortalama sancı ve çalışma durumu	160
4.2.10.4. Ortalama sancı ve eğitim durumu	162
4.2.10.5. Ortalama sancı ve cinsiyet	163
4.2.10.6. Ortalama sancı ve hedef eklem	164
 5. SONUÇ VE ÖNERİLER	 165
 6. KAYNAKLAR	 169
 7. EKLER	 178
Ek-1 Ağrı şiddeti yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar	178
Ek-2 İyileşme yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar	179
Ek-3 Kullanılan ilaçtan memnuniyet yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar ..	180
Ek-4 Yaşamsal aktiviteler yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar	181

İÇİNDEKİLER (DEVAM)

	<u>Sayfa</u>
Ek-5 Altı hafta sonunda gelişme yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar	182
Ek-6 İlaçların yeterliliği yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar	183
Ek-7 Araştırmacıya göre iyileşme yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar	184
Ek-8 Aktivitede ağrı yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar	185
Ek-9 Hareketlerde ortalama ağrı yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar	186
Ek-10 Ortalama sancı yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar.....	187



TABLOLAR DİZİNİ

2.1.	2x2 Kontenjans tablosu.....	14
2.2.	SxR Kontenjans tablosu.....	16
2.3.	Tekrarlı gözlemler için kontenjans tablosu.....	22
2.4.	2x2 Kontenjans tablosu için göze olasılıkları	30
2.5.	Loglinear model göze beklenen değerleri.....	35
3.1.	Marjinal model parametreleri ile rassal etkiler modeli parametreleri arasındaki ilişki	47
4.1.	Çapraz tasarım için notasyon ve yapı	74
4.2.	Eş değişken sıklıklarının deneme ve plasebo gruplarına göre yüzdeleri	78
4.3.	Ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için tahminler, model-temelli ve deneysel standart hatalar	79
4.4.	Ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı	80
4.5.	Ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları	80
4.6.	Ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	81
4.7.	Ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı	82
4.8.	Ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları	83
4.9.	Ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	84
4.10.	Ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı	84
4.11.	Ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları	86
4.12.	Ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	87
4.13.	Ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı	87
4.14.	Ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları	89
4.15.	Ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	90
4.16.	Ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı	90
4.17.	Ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları	91
4.18.	Ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	92
4.19.	Ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı	93
4.20.	Ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları	95
4.21.	İyileşme ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	96
4.22.	İyileşme ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı	97
4.23.	İyileşme ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları	97
4.24.	İyileşme ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	97
4.25.	İyileşme ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı	98
4.26.	İyileşme ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları	98
4.27.	İyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	98
4.28.	İyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı	99

4.29.	İyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları	99
4.30.	İyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	100
4.31.	İyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı.....	100
4.32.	İyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları	100
4.33.	İyileşme ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model-temelli ve deneysel standart hatalar	101
4.34.	İyileşme ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı	101
4.35.	İyileşme ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları	101
4.36.	İyileşme ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	102
4.37.	İyileşme ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı	102
4.38.	İyileşme ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları	103
4.39.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	104
4.40.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı	104
4.41.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları	104
4.42.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	105
4.43.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı.....	105
4.44.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları	105
4.45.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	106
4.46.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı.....	106
4.47.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları	106
4.48.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	107
4.49.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve eğitim değişkenleri için olasılıklar oranı	107
4.50.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları	108
4.51.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	108
4.52.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı	109
4.53.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları	109
4.54.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	109
4.55.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı.....	110

4.56.	Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları	110
4.57.	Yaşamsal aktiviteler ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	111
4.58.	Yaşamsal aktiviteler ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı	111
4.59.	Yaşamsal aktiviteler ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları.....	112
4.60.	Yaşamsal aktiviteler ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	112
4.61.	Yaşamsal aktiviteler ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı	112
4.62.	Yaşamsal aktiviteler ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları	113
4.63.	Yaşamsal aktiviteler ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	113
4.64.	Yaşamsal aktiviteler ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı	114
4.65.	Yaşamsal aktiviteler ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları	114
4.66.	Yaşamsal aktiviteler ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	115
4.67.	Yaşamsal aktiviteler ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı	115
4.68.	Yaşamsal aktiviteler ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları	115
4.69.	Yaşamsal aktiviteler ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	116
4.70.	Yaşamsal aktiviteler ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı	116
4.71.	Yaşamsal aktiviteler ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları	116
4.72.	Yaşamsal aktiviteler ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	117
4.73.	Yaşamsal aktiviteler ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı	117
4.74.	Yaşamsal aktiviteler ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları	118
4.75.	Altı hafta sonunda gelişme ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	119
4.76.	Altı hafta sonunda gelişme ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı	119
4.77.	Altı hafta sonunda gelişme ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları	119
4.78.	Altı hafta sonunda gelişme ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	120
4.79.	Altı hafta sonunda gelişme ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı	120
4.80.	Altı hafta sonunda gelişme ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları	120
4.81.	Altı hafta sonunda gelişme ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	121
4.82.	Altı hafta sonunda gelişme ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı	121
4.83.	Altı hafta sonunda gelişme ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları	122

4.84.	Altı hafta sonunda gelişme ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	122
4.85.	Altı hafta sonunda gelişme ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı.....	123
4.86.	Altı hafta sonunda gelişme ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları	123
4.87.	Altı hafta sonunda gelişme ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	124
4.88.	Altı hafta sonunda gelişme ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı.....	124
4.89.	Altı hafta sonunda gelişme ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları	124
4.90.	Altı hafta sonunda gelişme ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	125
4.91.	Altı hafta sonunda gelişme ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı.....	125
4.92.	Altı hafta sonunda gelişme ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları	126
4.93.	İlaçların yeterliliği ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	127
4.94.	İlaçların yeterliliği ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı.....	127
4.95.	İlaçların yeterliliği ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları	127
4.96.	İlaçların yeterliliği ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	128
4.97.	İlaçların yeterliliği ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı.....	128
4.98.	İlaçların yeterliliği ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları	128
4.99.	İlaçların yeterliliği ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	129
4.100.	İlaçların yeterliliği ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı.....	129
4.101.	İlaçların yeterliliği ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları	130
4.102.	İlaçların yeterliliği ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	130
4.103.	İlaçların yeterliliği ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı.....	131
4.104.	İlaçların yeterliliği ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları	131
4.105.	İlaçların yeterliliği ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar.....	131
4.106.	İlaçların yeterliliği ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı.....	132
4.107.	İlaçların yeterliliği ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları	132
4.108.	İlaçların yeterliliği ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar.....	133
4.109.	İlaçların yeterliliği ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı	133
4.110.	İlaçların yeterliliği ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları....	133
4.111.	Araştırmacıya göre iyileşme ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar.....	135
4.112.	Araştırmacıya göre iyileşme ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı ...	135
4.113.	Araştırmacıya göre iyileşme ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları ..	135

4.114. Araştırmacıya göre iyileşme ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	136
4.115. Araştırmacıya göre iyileşme ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı.....	136
4.116. Araştırmacıya göre iyileşme ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları	136
4.117. Araştırmacıya göre iyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	137
4.118. Araştırmacıya göre iyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı.....	137
4.119. Araştırmacıya göre iyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları	138
4.120. Araştırmacıya göre iyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	138
4.121. Araştırmacıya göre iyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı.....	139
4.122. Araştırmacıya göre iyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları	139
4.123. Araştırmacıya göre iyileşme ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	140
4.124. Araştırmacıya göre iyileşme ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı.....	140
4.125. Araştırmacıya göre iyileşme ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları	140
4.126. Araştırmacıya göre iyileşme ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	141
4.127. Araştırmacıya göre iyileşme ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı.....	141
4.128. Araştırmacıya göre iyileşme ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları	142
4.129. Aktivitede ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar.....	143
4.130. Aktivitede ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı	143
4.131. Aktivitede ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları.....	143
4.132. Aktivitede ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	144
4.133. Aktivitede ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı.....	144
4.134. Aktivitede ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları	144
4.135. Aktivitede ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	145
4.136. Aktivitede ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı.....	145
4.137. Aktivitede ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları	146
4.138. Aktivitede ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	146

4.139. Aktivitede ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı	147
4.140. Aktivitede ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları	147
4.141. Aktivitede ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	148
4.142. Aktivitede ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı	148
4.143. Aktivitede ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları	148
4.144. Aktivitede ağrı şiddeti ve eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	149
4.145. Aktivitede ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı	149
4.146. Aktivitede ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları	150
4.147. Hareketlerde ortalama ağrı ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	151
4.148. Hareketlerde ortalama ağrı ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı	151
4.149. Hareketlerde ortalama ağrı ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları	151
4.150. Hareketlerde ortalama ağrı ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı	152
4.151. Hareketlerde ortalama ağrı ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı	152
4.152. Hareketlerde ortalama ağrı ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları	152
4.153. Hareketlerde ortalama ağrı ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	153
4.154. Hareketlerde ortalama ağrı ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı	153
4.155. Hareketlerde ortalama ağrı ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları	154
4.156. Hareketlerde ortalama ağrı ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	154
4.157. Hareketlerde ortalama ağrı ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı	155
4.158. Hareketlerde ortalama ağrı ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları	155
4.159. Hareketlerde ortalama ağrı ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	156
4.160. Hareketlerde ortalama ağrı ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı	156
4.161. Hareketlerde ortalama ağrı ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları	156
4.162. Hareketlerde ortalama ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	157
4.163. Hareketlerde ortalama ağrı ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı	157
4.164. Hareketlerde ortalama ağrı ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları	158

4.165. Ortalama sancı ve yaş değişkeni için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	159
4.166. Ortalama sancı ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı	159
4.167. Ortalama sancı ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları	159
4.168. Ortalama sancı ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	160
4.169. Ortalama sancı ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı	160
4.170. Ortalama sancı ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları	160
4.171. Ortalama sancı ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	161
4.172. Ortalama sancı ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı	161
4.173. Ortalama sancı ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları ...	161
4.174. Ortalama sancı ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	162
4.175. Ortalama sancı ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı	162
4.176. Ortalama sancı ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları	163
4.177. Ortalama sancı ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	163
4.178. Ortalama sancı ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı	163
4.179. Ortalama sancı ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları	164
4.180. Ortalama sancı ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar	164
4.181. Ortalama sancı ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı	165
4.182. Ortalama sancı ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları	165

SİMGELER ve KISALTMALAR DİZİNİ

SS₁	: Model 1’de bağımlı değişkendeki değişimi açıklayan değişim
SS₂	: Model 2’de bağımlı değişkendeki değişimi açıklayan değişim
GİKT	: Gruplar içi kareler toplamı
GAKT	: Gruplar arası kareler toplamı
GİÇT	: Gruplar içi çarpımlar toplamı
SSR	: Regresyon kareler toplamı
SSE	: Hata kareler toplamı
E₁	: Model 1 için hata kareler toplamı
E₂	: Model 2 için hata kareler toplamı
E₃	: Model 3 için hata kareler toplamı
E₄	: Model 4 için hata kareler toplamı
E₅	: Model 5 için hata kareler toplamı
Q_w	: Wald ki-kare istatistiği
Q_{MH}	: Mantel-Haenszel ki-kare istatistiği
Q_P	: Pearson ki-kare istatistiği
Q_{KD}	: Kovaryans düzeltmesi yapılmış ki-kare istatistiği
Q_C	: Parametrelerin anlamlılığı için ki-kare istatistiği
VR	: Sıralı kovaryans analizi için test istatistiği
Q_{wc}	: Katsayıların anlamlılığı için Wald istatistiği
ψ	: Olasılıklar oranı
GDM	: Genel doğrusal modeller
GTD	: Genelleştirilmiş tahmin denklemleri
GTD1	: Genelleştirilmiş tahmin denklemleri 1
GTD2	: Genelleştirilmiş tahmin denklemleri 2
ML	: Maksimum benzerlik
AEKK	: Ağırlıklı en küçük kareler

1.GİRİŞ

Son yıllarda kategorik veriler için geliştirilmiş özel istatistiksel yöntemlerin kullanımı hızla yaygınlaşmıştır. Özellikle tıpta ve sosyal bilimlerde kategorik veri analizi uygulamalarıyla sıkça karşılaşmaktadır. Bir kategorik değişken, ölçekleri kategoriler setinden oluşan bir değişkendir [1]. Kategorik veri analizi, açıklayıcı değişkenlerin kategorik veya sürekli olmasına bağlı olmaksızın, yanıt değişkeninin kategorik olduğu istatistiksel analizdir [2].

Kategorik verilerin analizine başlamadan önce, uygun analizin belirlenmesi aşamasında dikkat edilmesi gereken önemli nokta, değişkenlerin ölçeklerinin doğru bir şekilde tanımlanmasıdır [3]. Ölçek, ölçme sonuçlarının belirli kurallara göre gösterimidir [4]. İstatistiksel çalışmalarda 4 farklı ölçek tanımlanmaktadır. Bunlar; sınıflayıcı, sıralayıcı, eşit aralıklı ve oranlı ölçeklerdir.

Sınıflayıcı ölçek, istatistik birimlerinin gruplandırılması amacıyla harflendirildiği veya numaralandırıldığı ölçektir. Numaralar gerçek anlamda büyüklük sırası göstermediğinden, sınıflayıcı ölçekle ölçülmüş değişkenler matematiksel işlemlere elverişli değildirler. Sınıflayıcı ölçekle ölçülmüş herhangi bir değişken iki ya da daha fazla sıklı olabilir.

Sıralayıcı ölçek, istatistik birimlerine, sadece gruplandırmak amacıyla değil, büyüklük sırasını da ifade etmek amacıyla numara verilen ölçektir. Sınıflayıcı ölçeğe göre, bir sıra ifade ediyor olmasıyla daha avantajlı bir ölçek türüdür. Özellikle sosyal araştırmalarda, davranış ve tutum araştırmalarında sıkça kullanılan likert ölçeği aynı zamanda bir sıralayıcı ölçektir. Ham verilerin, yanıt için derecelendirilmiş değerlerine dayandığı ölçek, likert ölçeği olarak adlandırılmaktadır [5].

Eşit aralıklı ölçekler sürekli bir ölçek gibi tanımlanır ama belirli bir sıfır başlangıç noktası yoktur. Bu özellik eşit aralıklı ölçeği sıralayıcı ölçekten tamamen farklı kılar [6]. Bu tip ölçekler kullanılırken istatistik birimlerine atanan sayısal değerler bu ölçüm birimiyle birlikte ifade edilir [4]. İstatistik birimleri arasındaki fark matematiksel olarak bir anlam taşımaktadır. Ölçeğin başlangıç noktası da ölçekle birlikte tanımlanmalıdır.

Diğer üç ölçeğin tüm özelliklerini taşımakla birlikte sıfır başlangıç noktasına sahip ölçek oranlı ölçektir. Tüm matematiksel işlemlere elverişli olup en kullanışlı ölçek, oranlı ölçektir.

Kategorik değişkenler için iki temel ölçek vardır; sınıflayıcı ve sıralayıcı. Sınıflayıcı ölçekle ölçülmüş değişkenler sınıflayıcı (nominal) değişkenler, sıralayıcı ölçekle ölçülmüş değişkenler ise sıralayıcı (ordinal) değişkenler adını alırlar [1]. Kategorik değişkenler çok zaman sayısal değerli veya nicel değişkenlerden ayırt edilmek üzere nitel değişkenler olarak adlandırılırlar. Bununla birlikte sıralayıcı ölçekli bir değişken için kategorilere sıralı skorlar atamak üzere nicel bir değişken gibi davranmakta fayda vardır. Sınıflayıcı değişkenler için kategoriler herhangi bir sıra izlemezler. Sınıflayıcı değişkenler için tasarlanmış metodlar kategorilerin sırasına bağlı olmaksızın aynı sonucu verirler. Sıralayıcı değişkenler için geliştirilmiş metodlar ise belirli bir kategorik sırayı göz önüne alırlar.

Sıralayıcı değişkenler için geliştirilmiş metodlar sınıflayıcı değişkenler için kullanılmamaktadır. Çünkü sınıflayıcı değişkenler herhangi bir sıraya sahip değildirler. Bununla birlikte sınıflayıcı değişkenler için geliştirilmiş metodlar hem sıralayıcı hem de sınıflayıcı değişkenler için kullanılabilirler. Çünkü metod sadece sınıflayıcı ölçeğe ihtiyaç duyar. Sıralayıcı değişkenler için kullanıldıklarında sıralama konusunda bilgi vermezler. Bu da önemli ölçüde güç kaybına neden olur. Bu nedenle gerçek ölçek için uygun metodu kullanmakta fayda vardır [1]. Analizci özel ölçek için uygun metodolojiyi kullanmakla amacına ulaşmış, iyi stratejili bir çalışma yürütmüş olur [3].

Kategorik veri analizinde seçilecek istatistiksel metoda, bağımlı değişkenin ölçeği dikkate alındıktan sonra verinin yapısı incelenerek karar verilir. Bu aşamada örnekleme süreci de göz önünde bulundurulur. Özellikle son yıllarda tıpta ve sosyal araştırmalarda kategorik veri analizi için geliştirilmiş metodların sayısı hızla artmıştır. Büyük örneklemeler, küçük örneklemeler, koşullu, çok tabakalı, kümeli örneklemeler, ilişkili değişkenler, tekrarlı deneyler, longitudinal veriler için farklı istatistik metodlar kullanılmaktadır. Kategorik verilerin analizinde kullanılan tüm bu metodlarda bilgisayarların da etkinliği her geçen gün artmaktadır [7].

Yanıt değişkeni üzerinde bir ya da daha çok etkenin etkisi araştırıldığında, bazen yanıt değişkeni ile birlikte değişen başka değişken ya da değişkenlerin etkisine rastlanır. Genellikle, bu diğer değişkeni deney süresince denetim altında tutmak mümkün olmaz. Bununla birlikte, değişken yanıt değişkeni ile birlikte ölçülebilir. Bu değişken, yanıt değişkeni ile birlikte değiştiğinden “birlikte değişen değişken” (covariate) adını alır [8]. Bazı araştırmacılar aynı değişkeni “ortak değişken” veya “eş değişken” olarak da adlandırmaktadırlar.

Bu çalışmada, yanıt değişkeninin kategorik olarak tanımlandığı ve aynı zamanda açıklayıcı değişkenler arasında eş değişkenin yer aldığı durumlarda kullanılan farklı istatistiksel teknikler ve genelleştirilmiş tahmin denklemleri yöntemlerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla, çalışmanın ikinci bölümünde ilk olarak nicel verilerin analizinde kullanılan kovaryans analizi hakkında genel bilgilerin yanı sıra, model yapısı ve varsayımlar anlatılmıştır. Ardından kategorik verilerde kullanılan kovaryans analizi tekniklerinden rassal model metodları, ağırlıklı en küçük kareler metodu, ağırlıklandırılmamış en küçük kareler metodu ve loglinear model metodlarına kısaca yer verilmiştir.

Üçüncü bölümde ilk olarak longitudinal veri setleri tanıtılmış, bu veri setlerinin analizinde kullanılan marjinal modeller ve bağlantı fonksiyonları hakkında bilgi verilmiştir. Ardından genelleştirilmiş tahmin denklemleri yöntemi anlatılmış, yöntemin özellikleri, kullanımının avantaj ve dezavantajları üzerinde durulmuştur. Bölümün sonunda genelleştirilmiş tahmin denklemleri yöntemi ile maksimum benzerlik ve ağırlıklı en küçük kareler yöntemi karşılaştırılmıştır.

Dördüncü bölüm, üçüncü bölümde teorisi anlatılan genelleştirilmiş tahmin denklemleri yönteminin uygulamasına yer verilen bölümdür. Bu bölümde, bir grup romatizma hastasına verilen iki farklı ilacın kullanımının ardından, hastaların iyileşmesi anketlerle izlenmiş ve bu anket verileri analiz edilip sonuçları yorumlanmıştır.

Beşinci bölüm sonuç ve tartışmaya yer verilen, çalışmanın son bölümüdür.

2. KATEGORİK VERİLERDE KOVARYANS ANALİZİ

2.1. Kovaryans Analizi

Deneyisel çalışmalarda, deneyisel hataya bağlı değişkenliği azaltmak ve deneme etkilerinin yansız tahminlerini elde etmek için deneyisel kontrol yoluna gidilir. Deneyisel kontrol, birimlerin deneme düzeylerine rassal olarak atanması, deneklerin homojen gruplarda toplanması ve istatistiksel kontrol yapılması ile olur. İstatistiksel kontrol bazı istatistiksel tekniklerin kullanımı ile gerçekleşir. Kovaryans analizi bu istatistiksel tekniklerden biridir [9].

Y bağımlı değişken (yanıt değişkeni), X bağımsız değişken (açıklayıcı değişken) olarak tanımlansın ve Y, X ile doğrusal ilişkili olsun. Y gözlemlenebilir fakat X deneyci tarafından kontrol edilemez. Oysa kontrol edilemeyen etmenler arasında öylesine önemlileri olabilir ki, göz önünde tutulmamaları halinde deneyin etkinliği azalabilir. Deney dışında bırakılamayan ancak kontrol edilemeyen değişken eş değişken (covariable) veya birlikte değişen (covariate) adını alır. Denemelerin Y üzerindeki etkisini belirlemek amacıyla, öncelikle bu eş değişkenin etkisinin giderilmesine çalışılır. Bu şekilde eş değişkenin Y üzerindeki etkisinin giderildiği ve denemelerin Y üzerindeki kalan miktarın etkisi için çözümlendiği yöntem kovaryans analizi denir [8, 10]. Deneyci, herhangi bir başlangıç değişkeninin (concomitant variable) yanıt değişkeni ile ilişkili olduğunu ve olayı açıklamada bu değişkenin etkisinin bulunduğunu düşünüyorsa, önce bu başlangıç değişkenine göre düzeltme yapılmalı, daha sonra değişkenlik bileşenlerine ayrılmalıdır. Bu süreçte yürütülen istatistiksel teknik kovaryans analizi adını alır [11, 12].

Kovaryans analizi, çok fazla uygulama alanına sahip iki tekniğin, varyans analizi ve regresyon analizinin kombinasyonudur.

2.2. Kovaryans Analizinin Tarihçesi

Kovaryans analizi ilk kez 1927 yılında Eden ve Fisher tarafından tanıtılmıştır. Sanders 1930'da kovaryans analizinin kullanımıyla etkinliğin arttığını göstermiştir [12]. 1932 yılında Fisher bir istatistiksel araştırma tekniği olarak kovaryans analizini ele almıştır. 1934'te yayınlanan makalelerinde Wishart ve Wildson birer uygulamaya yer vermişlerdir. Pearson detaylı hesaplamaların nasıl yapıldığı konusunda önemli katkılarda bulunmuştur. Modele regresyon bileşenlerine ilk kez yer veren 1951'de Tukey'dir [12]. Tekniğin yararları ve uygulama alanları 1957 yılında Cochran tarafından açıklanmıştır [13].

Kategorik verilerle kovaryans analizi ilk kez Quade tarafından 1967'de incelenmiştir. Bu konudaki ileri çalışmalar Amara ve Koch tarafından 1980'de ve Koch ve arkadaşlarınca 1982'de yayınlanmıştır [13].

2.3. Kovaryans Analizinde Modelin Tanımlanması

Kovaryans analizi en temel tek yönlü tasarımlardan en karmaşık çoketkenli ve çok değişkenli tasarımlara kadar hemen her deneysel düzende kullanılabilir. Ancak etken sayısı arttıkça süreç daha karmaşık bir hal almaktadır.

Kovaryans analizine temel oluşturan tek yönlü tasarım için kovaryans analizi modeli, en basit şekliyle aşağıdaki gibidir: [14]

$$\begin{bmatrix} \text{Yanıt değişkeni} \\ \text{gözlem değeri} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{sabit} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \text{grup ya da} \\ \text{deneme} \\ \text{düzeyi etkisi} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \text{eş} \\ \text{değişken} \\ \text{etkisi} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \text{artık} \\ \text{etkisi} \end{bmatrix}$$

Buna göre modelin matematiksel yapısı şöyle ifade edilebilir:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta(X_{ij} - \bar{X}) + e_{ij} \quad i = 1, \dots, k ; j = 1, \dots, n \quad (2.1)$$

Burada; Y_{ij} , i. grup veya deneme düzeyindeki j. denekte yanıt değişkeni gözlem değerini,

μ , ortalama etkiyi

τ , deneme etkisini

β , eş değişkenin yanıt değişkeni üzerindeki bir birimlik değişiminin etkisini gösteren katsayısı (modelde regresyon katsayısı olarak da adlandırılır)

X_{ij} , eş değişkenin gözlem değerini

$\bar{X}$, eş değişkenin genel ortalamasını

e_{ij} , hatayı

k, grup sayısını

n, denek sayısını göstermektedir.

2.4. Kovaryans Analizinin Kullanım Amaçları

Kovaryans analizinin kullanım amaçları aşağıdaki gibi sıralanabilir:

-Deneyin kesinliğini arttırmak

Kovaryans analizi rassal deneylerde deneysel kontrolün pratik veya mümkün olmadığı durumlarda, dışsal değişkenler için istatistiksel kontrolü sağlayarak etkinliği artırır [9, 15, 16]. Bu yolla daha dar güven aralıkları hesaplanabilir [3, 17, 18].

Kovaryans analizi yapıldığında etkinlikteki kazanç tamamen, bağımlı değişken Y ile eş değişken X arasındaki ilişkiye bağlıdır. Yanıt değişkeni ile eş değişken arasındaki ilişki ne kadar yüksekse etkinlikteki kazanç da o kadar fazladır.

-Gözlemsel çalışmalarda istenmeyen değişkenlerin etkisini kaldırmak

Bazı deneylerde eş değişken açısından gruplar arasında büyük farklılıklar gözlemlenir. Bu, kovaryans analizine en çok ihtiyaç duyulan durumlardan birisidir.

Yorum yaparken gözlemsel çalışmalarda büyük zorluklar yaşanabilir, buna karşın rassal deneylerde yorum daha kolaydır. Gözlemsel çalışmalarda kontrol edilemeyen başka değişim kaynaklarının (extraneous sources of variation) ortaya çıkartacağı yanlılığın tamamen ortadan kalktığından emin olunamaz. Rassal

çalıřmalarda ise bu yanlılıđın gruplarda rassal olarak dađıldıđı varsayılarak hata yapılmadıđı dűřűnűlebilir. Bu nedenle űzellikle kontrol edilemeyen bařka deđiřim kaynaklarının varolduđu gűzlemsel çalıřmalarda kovaryans analizi kullanılmalıdır.

-Deneme etkilerini daha iyi belirlemek

Denemelerin Y űzerindeki etkileri gruplar arasındaki farklılıklar iin kovaryans dűzeltmesinden sonra ortadan kalkıyorsa, bu ilk bakıřta denemelerin hibir etkisinin olmadıđını gűsterir. Bunun gerekten bűyle olup olmadıđının arařtırılmasına kovaryans analizi olanak sađlar.

-Regresyona uyumu sađlamak

Farklı deney tasarımı tekniklerinde kovaryans analizinin kullanılmasıyla Y'nin X űzerindeki regresyonunun denklemi elde edilebilir, sınıftan sınıfa dođruların durumu veya eđimlerinin farklı olup olmadıđı gűzlemlenebilir, bazı durumlarda ortak bir eđim katsayısı hesaplanabilir.

-Eksik gűzlemle analizi sűrdűrebilmek

Kovaryans analizinin bu kullanımı ilk kez 1937'de Bartlett tarafından ileri sűrűlműřtűr. Bu yűntemde her bir eksik gűzleme uygun bir deđer atanır ve yapay bir eř deđiřken tanımlanır. Bu eksik gűzlem iin 1 ve bűtűn diđer deđiřkenler iin 0 deđerini alabilir. Bundan sonra yűrűtűlen kovaryans analizi deneme ortalamalarının en kűűk kareler tahminlerini ve F veya t deđerlerini verir. Bu cűzűmleme yaklařık test istatistiklerinin elde edildiđi Yates dűzeltmesine gűre daha zor olmakla birlikte tam F ve t deđerlerinin istendiđi durumlarda kullanıřlıdır [15].

2.5. Kovaryans Analizinin Varsayımları

1. Rassallık

Deneklerin tanımlanan anakűtleden rassal olarak seilmesi ve bu deneklerin deneme gruplarına rassal ve bađımsız olarak atanması rassallık

varsayımı olarak adlandırılır. Bu varsayımın gerçekleşmesiyle homojen denek grupları oluşur. Rassallık varsayımı bozulduğunda ise iki temel sorunla karşılaşılır: İlk olarak grupların homojenliği konusunda şüpheyne düşölür. İkincisi, eęer denekler bağımsız olarak atanmadıysa hataların bağımsızlığı varsayımı da gerçekleşmeyebilir.

2. Regresyon katsayılarının gruplar içinde homojenliği

Regresyon katsayılarının farklı deneme gruplarında eşit olduęu varsayılır. Eęer eğimler eşit deęilse “deneme-eęim etkileşimi vardır” denir. Bu varsayım gerçekleşmediğinde, heterojenlięin arttıęı ölçüde hata kareler toplamı da artar. Buna göre kovaryans analizi sonucunda daha küçük F deęerleri elde edilmiş olur. Bu da birinci tip hatanın artmasına sebep olur. Ayrıca bu varsayımın çıęnenmesi, yorumda güçlüklerin yaşanmasına da sebep olur.

3. Eş deęişken ve denemenin istatistiksel bağımsızlığı

Deneme, eş deęişkeni etkilediğinde yorum iki deęişken bağımsızmış gibi yapılabilir. Fakat burada da iki sorun ortaya çıkar: Eş deęişken deęeri olduęundan çok daha büyük çıkabilir. Oysa eş deęişken deęeri ortalama kadar büyük hiçbir denek olmayabilir. Dięer sorun yorum ile ilgilidir. F istatistięi olduęundan çok farklı hesaplanabilir [19].

4. Hatasız ölçölmüş sabit eş deęişken deęerleri

Eęer X'in çıkarsama yapılacak bütün anakütle deęerleri örneklemede yer alıyorsa eş deęişken sabit deęişken olarak nitelendirilir [19]. Bu durumda aynı anakütleden çekilen dięer örneklemler X'in aynı deęerlerini içerecektir. Anakütlenin deęişim aralığı genişledikçe eş deęişkenin farklı deęerleri alması neredeyse kesinleşir. Burada karşılaşılabilecek herhangi bir sorun X'in rassal seçimine dayandırılarak ortadan kaldırılabilir. Dięer bir deyişle denekler rassal olarak seçildięinden, buna baęlı olarak X'lerin de, X anakütlesinden rassal olarak seçildięi söylenir.

Ölçüm hatası, süreçte veri toplama aşamasında ölçümün doęru olmayışıdır, dięer bir deyişle örnekleme hatasını ifade etmemektedir. Hemen her

çalışmada eş değişken rassal bir değişken olacağından ve ölçüm hatası her zaman varolabileceğinden, X'e hatalı ölçülmüş bir rassal değişken olarak bakmak daha gerçekçidir. Bu varsayımın bozulumu kovaryans analizinin tüm uygulamalarında çok önemli değildir. Ancak bazı uygulamalarda ciddi yorumlama hatalarına yol açar.

5. Normal dağılım varsayımı

Her bir deneme grubu için yanıt değişkeni değerlerinin eş değişken üzerinde normal dağıldığı varsayılır. Kovaryans analizi bu varsayımın bozulumunda varyans analizine göre daha hassastır. Her ne kadar kovaryans analizinin temelleri bağımlı değişkenin normal dağılımı varsayımına dayanıyorsa da ilk kez 1967'de Quade tarafından yanıt değişkeninin normal dağılmadığı durumlar için kovaryans analizi incelenmiştir [20].

6. Regresyonların grup içinde doğrusallığı

Her bir deneme grubu için eş değişken ile bağımlı değişken değerleri arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu varsayılır. Gerçek model doğrusal olduğunda, tahmin edilen model de doğrusal ise güçlü istatistikler elde edilir. [21]. Yanlış modelin kurulması serbestlik derecesinin yanlış elde edilmesiyle sonuçlanır. Bu da F değerinin yanlış hesaplanması demektir. Kovaryans analizinde yapılan düzeltmenin en belirgin sonucu varyans analizi yerine kovaryans analizi yapmakla sağlanan güç kazancıdır. Bu varsayımın bozulumu testin gücündeki bu kazanca engel olur.

7. Koşullu Y değerlerinin varyansının homojenliği

Her bir grup için Y değerlerinin varyansının aynı olduğu varsayılır. Aynı zamanda bu varsayım koşullu Y değerlerinin varyansının X değerlerinden bağımsız olduğunu da ifade etmektedir. Varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşip gerçekleşmediği varyans analizinde olduğu gibi Bonferroni F istatistiği (F_B) ile test edilebilir. Gruplarda örneklem birim sayıları birbirinden çok farklı olmadığı sürece varyanslarda da ciddi farklılıklar gözlenmeyeceği

söylenbilir. Bununla birlikte normal dağılım varsayımında olduğu gibi varyansların homojenliği de eş değişkenlerin dağılımına bağlıdır [19].

Kategorik verilerle kovaryans analizi yapılırken bu varsayımlardan üçüne gerek duyulmaz. Bunlar homojenlik, doğrusallık ve normallik varsayımlarıdır [22].

2.6. Model Bileşenlerine Karar Verilmesi

Bir deneysel çalışmanın aşamalarından biri yanıt değişkenine etki edebilecek açıklayıcı değişkenlerin tanımlanmasıdır [8].

Tam rassal tasarım 5 ayrı istatistiksel modelle ifade edilebilir;

$$\text{MODEL 1 : } Y_{ij} = \mu + \varepsilon_{ij} \quad (2.2)$$

$$\text{MODEL 2 : } Y_{ij} = \mu + \tau_j + \varepsilon_{ij} \quad (2.3)$$

$$\text{MODEL 3 : } Y_{ij} = \mu + \beta_j (X_{ij} - \bar{X}) + \varepsilon_{ij} \quad (2.4)$$

$$\text{MODEL 4 : } Y_{ij} = \mu + \tau_j + \beta (X_{ij} - \bar{X}) + \varepsilon_{ij} \quad (2.5)$$

$$\text{MODEL 5 : } Y_{ij} = \mu + \tau_j + \beta_j (X_{ij} - \bar{X}) + \varepsilon_{ij} \quad (2.6)$$

Burada; Y_{ij} , yanıt değişkeninin gözlem değerini

μ , genel ortalamayı

τ_j , bağımsız değişkenin j. düzeyine ilişkin etkisini

β_j , j. grup için eş değişken katsayısını

β , bütün gruplar için ortak eş değişken katsayısı

X_{ij} , eş değişkenin gözlem değerini

$\bar{X}$, eş değişkenin ortalamasını

ε_{ij} , rassal hatayı göstermektedir.

Model 1, bağımlı değişkenin gözlem değerini genel ortalamanın ve hata teriminin bir fonksiyonu olarak alır. Model 2 ile rassal bir tasarım için varyans analizi ifade edilmektedir. Burada bağımlı değişkenin gözlem değeri, genel ortalama, deneme etkisi ve hata terimi olmak üzere 3 bileşenin bir fonksiyonudur. Model 1 ile model 2'nin karşılaştırılması grup etkilerinin 0'a eşit olduğu anlamına

gelmektedir. Diğer bir deyişle tek yönlü varyans analizidir. Bu durumda grup etkilerinin 0 olduğu şeklindeki H_0 hipotezi kabul edilirse, bu, grup etkisine ilişkin bir bileşenin modelde bulunmasının bir önemi olmadığı anlamına gelir. Bu bileşenin modelde bulunması modelin açıklayıcılığına katkıda bulunmayacaktır [14].

SS_1 model 1’de bağımlı değişkendeki değişimi açıklayan değişim, SS_2 ise model 2’de açıklanan değişim olsun. SS_2-SS_1 farkı model 2’deki grup etkisinin (τ_j) açıklandığı değişimdir. Her iki modelde de genel kareler toplamı aynı yolla hesaplanacağından farkın kaynağı hatadır. Bu nedenle E_1 model 1’in hata kareler toplamı, E_2 model 2’nin hata kareler toplamı olmak üzere E_1-E_2 farkı Y’nin hata kareler toplamıdır. Bu terime ilişkin serbestlik derecesi terimlerin serbestlik dereceleri farkına eşittir; $(N-1)-(N-k)$. Buna göre grup etkileri şu şekilde ifade edilir:

$$F = \frac{(E_1 - E_2)/(k - 1)}{E_2/(N - 2)} \quad (2.7)$$

Burada; N, anakütle birim sayısını
k, grup sayısını göstermektedir.

Elde edilen istatistik k-1 ve N-k serbestlik dereceleriyle F dağılımına sahiptir.

Aynı yolla kovaryans analizinde değinilen bileşenler ve varsayımlar da test edilebilirler.

Regresyon katsayılarının homojenliğinin testi model 4 ile model 5’in karşılaştırılması demektir. H_0 hipotezi katsayıların homojen olduğu şeklindedir. Bu hipotez kabul edilirse β değerinin modelde bulunması gerektiği ve F değerinin istatistiksel olarak anlamlı bulunmadığı sonucuna varılır. Bu amaçla F istatistiği şu şekilde hesaplanır:

$$F = \frac{(E_4 - E_5)/[(N - k - 1) - (N - 2k)]}{E_5/(N - 2k)} \quad (2.8)$$

$$F = \frac{(E_2 - E_4)}{E_4 / (N - k - 1)} \quad (2.9)$$

Bu test sonucunda H_0 hipotezinin kabul edilmesi modelde eş değişken terimine yer vermenin gerekli olmadığını, diğer bir deyişle kovaryans analizi yerine varyans analizi yapılabileceğini gösterir.

Linhart ve Zucchini bir modelde eş değişken terimine yer verilmesinin gerekli olup olmadığının belirlenmesi konusunda bir kriter ileri sürmüşlerdir [23]. Buna göre,

$$\hat{y}^2 = (GİKT_{YY} - GİÇT_{XY}^2 / GİKT_{XX}) / (IJ - I - 1) \quad (2.10)$$

Burada; I, gruplararası serbestlik derecesini
 IJ, genel serbestlik derecesini (n)
 GİKT, Gruplar içi kareler toplamını
 GAKT, Gruplar arası kareler toplamını
 GİÇT, Gruplar içi çarpımlar toplamını göstermektedir.

Kriter buna göre şu şekilde ifade edilir:

$$F = (GİÇT^2 / GAKT) / \hat{y}^2 < 2 \quad (2.11)$$

Burada hesaplanan F değeri 2'den küçükse eş değişkenin modelde yer almasına gerek olmadığına karar verilir.

2.7. Kategorik Verilerde Kovaryans Analizinde Kullanılan Teknikler

2.7.1. Rassal Model Metotları

İstatistiksel çalışmalarda veriler farklı örnekleme teknikleriyle toplanırlar. Kullanılan örnekleme tekniğinin yapısı yürütülecek istatistiksel analiz için varsayımları belirler, hatta bazen de kullanılacak istatistiksel teknik konusunda da bilgi verirler [3].

Örnekleme yapılan çalışmalarda birimler daha büyük bir anakütleden seçilirler. Seçilen birimlerin ve bu birimlerin dağıldığı grupların rassal olduğu

istatistiksel süreçler rassal model metotları olarak adlandırılırlar. Bu süreçler sözü edilen rassallık ve veri toplama teknikleri dışında herhangi bir varsayım ya da kısıtlama gerektirmezler. Bu durum, rassal model metotlarının en büyük avantajıdır [24, 25]. Bunun dışında rassal model metotlarında elde edilen sonuçların yorumlanması ve genellemesi diğer metotlara göre çok daha kolaydır [26]. Bu tür metotlarda karşılaşılan en önemli kısıt ise bu metotların yalnızca anlamlılık testleri bazı durumlarda da güven aralıklarına elverişli olmasıdır. Bu nedenle değişimin şekli konusunda istatistiksel tanımlamalara ihtiyaç duyulduğu durumlarda başka tekniklerle desteklenmelidirler [25].

Rassal model metotları bazen rassallık olmaksızın gözlemsel çalışmalara da uygulanabilir. Bu gibi durumlarda rassallık ilgilenilen hipotez olarak alınır ve analizin temelinde rassallık göz önünde bulundurulur [24].

2.7.1.1. Doğrudan (düzeltmesiz) analiz

Yanıt değişkeninde veriler kesikli dağılım gösterdiklerinde rassallık için hipotez testleri kontenjans tabloları yardımıyla yapılmaktadır. Herhangi bir eş değişkenin göz önünde bulundurulmadığı durumlarda kontenjans tabloları sadece deneme ve yanıt değişkeninden oluşur. Test edilen hipotez, denemelerle yanıt değişkeni arasında ilişki olup olmadığına ilişkindir. Eğer denemeler arasında fark yoksa denemeler ve yanıt değişkeni arasında ilişki olmayacaktır. Bir başka deyişle herhangi bir birimin gözlenen değeri bir diğer gruba atanan ile aynı olacaktır. Böylece her bir deneme grubunun gözlem değerleri sonlu bir anakütleden seçilen basit rassal örneklem durumunda olacaktır.

2×2 tabloları

İki şıklı yanıt değişkeninin ve iki deneme grubunun bulunduğu durumlarda ilişkinin olup olmadığının araştırılmasında kullanılan en yaygın metodlar Fisher'in exact (kesin) testi veya ki-kare yaklaşımıdır. Her iki metotta da toplamalar sabit olmalıdır. Yanıt değişkeninin denemelerden etkilenmediği durumlarda bu koşul sağlanmış olur.

Gözellerdeki birim sayıları belirli bir değerdan az olduđuunda denemelerle yanıt değışkeni arasında ilişki olmadıđına ilişkin hipotezi test etmede ki-kare testi yerine Fisher'in kesin testi kullanılır.

Tablo 2.1. 2×2 Kontenjans tablosu

Deneme düzeyleri	Yanıt düzeyleri		Toplam
	1	2	
1	n_{11}	n_{12}	n_{1+}
2	n_{21}	n_{22}	n_{2+}
Toplam	n_{+1}	n_{+2}	n

Tabloda n_{1+} , n_{2+} , n_{+1} , n_{+2} toplamlarının sabit olduđu varsayımı altında veriler hipergeometrik dağılırlar.

$$\Pr\{n_{ij}\} = \frac{n_{1+}!n_{2+}!n_{+1}!n_{+2}!}{n!n_{11}!n_{12}!n_{21}!n_{22}!} \quad (2.12)$$

Fisher'in kesin testinde hipergeometrik dağılıma bađlı olasılıklar her bir durum için ayrı ayrı hesaplanır. Gözlem değerdine karşı gelen olasılık dikkate alınarak bu ve daha küçük olasılıkların toplamı alınır. Elde edilen olasılık değeri iki yönlü p-deđeridir [3].

İki deneme grubunda örneklem büyüklüđu yaklaşık olarak birbirine eşitse iki yönlü Fisher'in kesin testinde elde edilen p değeri tek yönlü Fisher testinde elde edilen p değerdinin iki katıdır [26].

2×2 kontenjans tablolarında kullanılan bir başka metod da ki-kare testidir. Ki-kare testi yapılırken de yine hipergeometrik dağılım göz önünde bulundurulur. Bu olasılık dağılımına bađlı olarak n_{ij} 'lerin beklenen değeri şöyle hesaplanır;

$$E\{n_{ij}|H_0\} = m_{ij} = \frac{n_{1+}n_{+2}}{n} \quad (2.13)$$

ve varyansları;

$$V\{n_{ij}|H_0\} = v_{ij} = \frac{n_{1+}n_{2+}n_{+1}n_{+2}}{n^2(n-1)} \quad (2.14)$$

Buna ilişkin Pearson ki-kare istatistiği ise aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$Q_p = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \frac{(n_{ij} - m_{ij})^2}{m_{ij}} \quad (2.15)$$

Elde edilen istatistik büyük örneklem için 1 serbestlik derecesiyle ki-kare dağılımına sahiptir.

2×2 tablolarının setleri

Bazı durumlarda tabakalara ayırma, çalışmanın doğasından kaynaklanır. Farklı denemeler veya tekrarlı ölçümler birden fazla 2×2 tablosu kullanılarak özetlenebilir. Bu gibi durumlarda deneycinin karşısına 2×2 tablo setleri çıkar. Bu tip bir analizde de tek tablonun yer aldığı analizdeki soruya cevap aranır, yanıt değişkeni ile denemeler arasında ilişki olup olmadığı incelenir. Ki-kare ve olasılıklar oranı (odds ratio) istatistikleri burada da geçerlidir ancak testler tek bir tablo yerine birden fazla tablo göz önünde bulundurularak yapırlar [13].

Burada birimler çoklu hipergeometrik dağılım göstermektedirler. k grup ve n_i bu gruplardaki birim sayısı olsun. Örneklem çekimi yerine koymaksızın yapıldığında i . gruptan çekilecek n birimin çekilmesi olasılığı bir önceki çekimlere bağlıdır. Her bir gruptaki gözlemlenen birimler çoklu hipergeometrik dağılıma sahip olur [27].

$$\Pr[\{n_{ij}\}] = \frac{\prod_{i=1}^2 n_i! \prod_{j=1}^2 n_{+j}!}{n! \prod_{i=1}^2 \prod_{j=1}^2 n_{ij}!} \quad (2.16)$$

Tabakalama yoluyla birden fazla tablo oluşturulması durumunda ve bu tabloların sayısı çok fazla olmadığında iki değişkenin sıralı artan kategorileri arasında bir ilişki olup olmadığının araştırılması amacıyla Mantel-Haenszel ki-kare testi uygulanır. Mantel-Haenszel ki-kare testi özellikle yanıt ile denemeler arasındaki ilişki tabakalar arasında homojen olduğunda etkilidir ve bu testin kullanımı güç kazancına neden olur [28].

S×R tabloları

2×2 tabloları çok sık kullanılmaktadır. Bununla birlikte Mantel-Haenszel metotları daha büyük tablolara da genişletilebilirler. Sıralı yanıt değişkeninin kullanıldığı ve iki denemenin bulunduğu durumlarda 2×r tabloları oluşturulmuş olur. Benzer şekilde yanıt değişkeni iki şıklı iken ikiden fazla denemenin olduğu durumlarda s×2 tabloları kullanılır. İkiden fazla denemenin uygulandığı ve yine ikiden fazla sıralı yanıt değişkeninin bulunduğu durumlarda ise s×r tabloları oluşturulur. Her üç durumda da ilişkinin araştırılmasında Mantel-Haenszel metodu güçlü test istatistiklerinin elde edilmesinde kullanılabilir [2, 3, 24].

S×R tablolarının analizinde H_0 hipotezi ile ifade edilen yanıt değişkeni ile denemeler arasında ilişki olmadığı ya da deneme gruplarının yanıt değişkeninin şıklarına göre eşit dağılım gösterdiğidir [24].

– Tablo 2.2. S×R Kontenjans tablosu

Deneme Düzeyleri	Yanıt Düzeyleri				Toplam
	1	2	...	r	
1	n_{h11}	n_{h12}	...	n_{h1r}	n_{h1+}
2	n_{h21}	n_{h22}	...	n_{h2r}	n_{h2+}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$
s	n_{hs1}	n_{hs2}	...	n_{hsr}	n_{hs+}
Toplam	n_{h+1}	n_{h+2}		n_{h+r}	n_h

Gruplara göre eşit dağılım hipotezi altında Tablo 2.2'deki yanıt değerleri çoklu hipergeometrik dağılım gösterirler:

$$\Pr\{n_h|H_0\} = \frac{\prod_{i=1}^s n_{hi+}! \prod_{j=1}^r n_{h+i}!}{n_h! \prod_{i=1}^s \prod_{j=1}^r n_{hij}!} \quad (2.17)$$

Aynı hipoteze göre yanıt değişkeninin beklenen değerleri ise şöyledir:

$$E(n_{ij}|H_0) = m_{ij} = \frac{n_i n_{+j}}{n} \quad (2.18)$$

n_{ij} i. denemede j. yanıt düzeyine karşı gelen denek sayısı olmak üzere kovaryansı da şöyledir:

$$\text{cov}(n_{ij}, n_{i'j'}|H_0) = \frac{m_{ij}(n\delta_{ii'} - n_{i'}) (n\delta_{jj'} - n_{+j'})}{n(n-1)} \quad (2.19)$$

Burada; $k=k'$ ise $\delta_{kk'} = 1$ ve $k \neq k'$ ise $\delta_{kk'} = 0$ 'dır [24]. Elde edilen bu varyans-kovaryans matrisinin yardımıyla ki-kare dağılımına sahip Mantel-Haenszel istatistiği şu şekilde hesaplanır [3]:

$$Q_{MH} = (\mathbf{n} - \mathbf{m})' \mathbf{A}'_R (\mathbf{A}'_R \mathbf{V} \mathbf{A}'_R)^{-1} \mathbf{A}_R (\mathbf{n} - \mathbf{m}) \quad (2.20)$$

Burada; n her bir gözede ki frekansı

m her bir göze için beklenen frekansı

$\mathbf{A}_R$ boyutları göze sayısına göre belirlenen birim matrisi ve sıfır matrisini $(\mathbf{I}, \mathbf{0})$

$\mathbf{V}$ (2.19)'da hesaplanan kovaryans matrisini göstermektedir.

(2.15)'te verilen Pearson ki-kare istatistiği Q_p ile (2.20)'de verilen Mantel-Haenszel istatistiği arasında aşağıdaki ilişki vardır:

$$Q_{MH} = \frac{(n-1)}{n} Q_P \quad (2.21)$$

Mantel-Haenszel sürecinde de ki-kare testlerinde olduğu gibi gözelerdeki birim sayılarının en az 5 olması gerekmektedir. Mantel ve Fleiss 1980 makalelerinde gözede birim sayılarının 5'ten az olması durumunda yürütülecek süreç konusunda da bilgi vermektedirler [29].

S×R tablolarında Mantel-Haenszel metodu sadece hipotez testleri değil aynı zamanda güven aralıkları elde edilmesinde de kullanıldığından avantajlıdır [13].

2.7.2. Kovaryans düzeltmeli analiz

Pek çok çalışmada, analize başlamadan bir ya da daha fazla sayıda eş değişken tanımlanmış olabilir. Deneyci başka değişkenlerin de olaya etkisinin olduğunu düşünebilir. Bu gibi durumlarda eş değişkene göre düzeltmeler yapmakla, doğrudan düzeltmesiz analize göre daha güçlü test istatistikleri elde edilmiş olunur.

Rassal model metotlarında kovaryans düzeltmeli analiz yapılırken herhangi bir varsayımın yapılmasına gerek yoktur, sadece çekilen birimler için rassallık kısıtlaması vardır. Kovaryans analizinin gerektirdiği diğer varsayımlara ihtiyaç duyulmaz. Ancak sonuçların tüm anakütleye genellenebilmesi için başka istatistiksel çalışmalar tarafından desteklenmesi gerekmektedir. Bu da rassal model metotlarında kovaryans düzeltmeli analizin bir dezavantajıdır [24].

Eş değişken birimlerin deneme düzeylerine atanmasından önce tanımlanmış olacağından birimlerin dağılımları konusunda bir değişiklik olmaz. Yine eş değişkene göre bir düzeltme işlemi yapılıyor olduğundan hipotezlerde de bir değişiklik olmayacaktır. H_0 hipotezi yine deneme gruplarındaki birimlerin yanıt değişkenine göre eşit dağılıma sahiptirler şeklinde ifade edilebilir [24]. Buna göre yanıt değişkeninin ortalamalar vektörleri için beklenen değerleri ve kovaryansları (2.22) ve (2.23) eşitliklerinde verilmiştir:

$$E\left(\begin{bmatrix} \bar{Y}_i \\ \bar{X}_i \end{bmatrix} \middle| H_0\right) = \begin{bmatrix} \bar{Y} \\ \bar{X} \end{bmatrix} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^{n_i} \begin{bmatrix} Y_{ij} \\ X_{ij} \end{bmatrix} \quad (2.22)$$

$$\begin{aligned} \text{cov}\left(\begin{bmatrix} \bar{Y}_i \\ \bar{X}_i \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \bar{Y}_{i'} \\ \bar{X}_{i'} \end{bmatrix} \middle| H_0\right) &= \frac{(n\delta_{ii'} - n_i)}{n_i(n-1)} \begin{bmatrix} V_Y & V_{XY}' \\ V_{XY} & V_X \end{bmatrix} \\ &= \frac{(n\delta_{ii'} - n_i)}{n_i(n-1)n} \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^{n_i} \left(\begin{bmatrix} Y_{ij} - \bar{Y} \\ X_{ij} - \bar{X} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (Y_{ij} - \bar{Y})' & (X_{ij} - \bar{X})' \end{bmatrix} \right) \end{aligned} \quad (2.23)$$

Burada; Y_{ij} i. deneme grubundaki l. denek için yanıt değişkeni değerini
 X_{ij} i. deneme grubundaki l. denek için eş değişken değerini göstermektedir.

Kovaryans düzeltmesi yapılmış bu istatistik aşağıdaki gibidir:

$$Q_{KD}(Y, X) = \left\{ \frac{(n-1)}{n} \right\} \sum_{i=1}^s n_i \begin{bmatrix} (\bar{Y}_i - \bar{Y})' & (\bar{X}_i - \bar{X})' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_Y & V_{XY}' \\ V_{XY} & V_X \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \bar{Y}_i - \bar{Y} \\ \bar{X}_i - \bar{X} \end{bmatrix} \quad (2.24)$$

d, Y_{ij} 'nin bileşen sayısı, t, X_{ij} 'nin bileşen sayısı olmak üzere $sd=d+t$ serbestlik derecesi ile ki-kare dağılımına sahiptir.

Sonlu bir anakütlede rassal model metotlarında kovaryans düzeltmesi yapılmasının temel amacı, eş değişkenlere bağlı rassal farklılıkların gruplar arasında azaltılarak sadece deneme etkileri arasındaki farklılıkların karşılaştırmasına olanak sağlamaktır. Bu tür test istatistikleri doğrudan (düzeltmesiz) analizdekilere oranla daha güçlü sonuçlar verirler [24].

2.7.3. Tabakalı düzeltmeli analiz

Pek çok çalışmada tabakalı araştırma tasarımları kullanılmaktadır. Her bir tabaka içindeki denekler seti birer basit rassal örneklem olarak düşünülür [30]. Tabakalamaya birimler arasındaki heterojenliğin giderilmesi amacıyla başvurulur.

Rassal model metotlarında tabakalı düzeltmeli analiz göz önünde bulundurulduğunda örnekleme çalışmasının yine basit rassal örnekleme olduğu

düşünülür. Burada kovaryans analizine ilişkin varsayımlara ihtiyaç duyulmaz. Eş değişkenin gruplar arasında homojenliği varsayımı da göz önünde bulundurulmaz, çünkü tabakalama homojenliğe sebep olmaktadır. Elde edilen sonuçlar anakütleye genellenemez, sadece ilgili örnekleme aittir, genellemeler için başka analizlerin desteğine ihtiyaç duyulmaktadır. Diğer taraftan tabakalamanın uygun şekilde yapılabilmesi için büyük örneklemelerle çalışmakta fayda vardır [24].

Burada kurulan hipotez her bir tabaka için deneme gruplarının eşit dağıldığı şeklindedir. Gruplardaki birimler bu hipotez altında çarpımsal çoklu hipergeometrik dağılıma sahiptirler:

$$\Pr\{n_{hij}|H_0\} = \frac{\prod_{h=1}^q \left(\prod_{i=1}^s n_{hi+}! \prod_{j=1}^r n_{h+i}! \right)}{n_h! \prod_{i=1}^s \prod_{j=1}^r n_{hij}!} \quad (2.25)$$

Eşitlik (2.25)'te n_{hij} h. tabakadaki j. yanıt şikkına karşı gelen i. gözlemi göstermektedir. Formüldeki diğer terimler Tablo (2.2)'de tanımlandığı gibidir.

$$Q_{MH} = \left\{ \sum_{h=1}^q (n_h - m_h)' A_h' \right\} \left\{ \sum_{h=1}^q A_h V_h A_h' \right\}^{-1} \left\{ \sum_{h=1}^q A_h (n_h - m_h) \right\} \quad (2.26)$$

Burada n_h , gözlenen frekans vektörünü

m_h , beklenen frekans vektörünü

V_h , h. tabaka için kovaryans matrisini göstermektedir.

$u \leq (r-1)(s-1)$ olmak üzere Q_{MH} istatistiği u serbestlik derecesiyle ki-kare dağılmaktadır. r: satır sayısı, s:sütun sayısıdır.

Tabakalı tasarımda (2.26) eşitliği ile elde edilen Mantel-Haenszel istatistiğinin, (2.20) eşitliği ile elde edilen Mantel-Haenszel istatistiğine göre büyük ya da küçük olması şu iki duruma bağlıdır:

1. Tabakalı düzeltmeli analizde beklenen frekanslarla gözlenen frekanslar arasındaki farkın, düzeltmesiz analizde beklenen ile gözlenen frekanslar arasındaki farka göre daha az ya da fazla olmasına,

2. Tabakalı düzeltmeli analizde hesaplanan varyansın düzeltilmesiz analizde hesaplanan varyansa göre daha büyük ya da küçük olmasına bağlıdır [24].

2.7.2. İlişkili marjinal ortalamalar için ağırlıklı en küçük kareler metotları

İstatistiksel modelleme bir yanıt değişkeninin, açıklayıcı değişkenin çeşitli düzeylerinde nasıl dağıldığı sorusuyla ilişkilidir. Ağırlıklı en küçük kareler metodu çok sayıda kategorik veriyi modellemede kullanılan bir tahmin yöntemidir. Kategorik veri analizinde kesikli verilerle çalışılıyor olduğundan modelleme için yanıt değişkeninin normal dağıldığı şeklindeki varsayım burada geçerli değildir [3].

Ağırlıklı en küçük kareler metodu ile çalışılırken asimtotik özelliklerin sağlanabilmesi amacıyla örneklemin büyük olması gerekmektedir. Eş değişken ve yanıt değişkeni arasındaki ilişki ile ilgili herhangi bir varsayıma gerek duyulmamaktadır. Ancak eş değişkenin deneme gruplarına göre eşit olduğu rassal atamalarla sağlanmalıdır. Bu metodun diğerlerine göre avantajı, sonuçların anakütleye genellenebilir olmasıdır. Bu genelleme örneklemin büyük seçiliyor olmasının da bir sonucudur [24].

Kategorik verilerle ağırlıklı en küçük kareler analizi yapılırken yine bir kontenjans tablosu ile çalışılmaktadır. Tablo 2.3'te bu kontenjans tablosu verilmiştir. Burada yanıt değişkeni sütunlarla ifade edilmektedir. Bazı durumlarda bu sütunlar belirli bir olayın tekrar sayısı olarak bazen de sıralı yanıt değişkeni şeklinde tanımlanabilirler. Satırlarda ise denekler için belirlenmiş kombinasyonlar gösterilmektedir. Deneme ya da eş değişkenlerin sayısının artmasıyla bunların kombinasyonları da artacağından satır sayısı da artacaktır. Tablonun satırları alt anakütleler olarak da adlandırılmaktadırlar. Daha önce değinilen metotlarda olduğu gibi burada da satır ve sütun marjinal toplamalarının sabit olduğu varsayılır.

Tablo 2.3. Tekrarlı gözlemler için kontenjans tablosu

Grup	Yanıt				Toplam
	1	2	...	r	
1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1r}	n_{1+}
2	n_{21}	n_{22}	...	n_{2r}	n_{2+}
...	...	...	...	...	...
s	n_{s1}	n_{s2}	...	n_{sr}	n_{s+}

Kontenjans tablosunun satırlarının çok sınıflı dağılımdan çekilmiş basit rassal örneklemeler olduğu düşünülür. Satırlar birbirinden bağımsız olduklarından tablonun tümü için çarpımsal çok sınıflı dağılım söz konusudur.

H_0 hipotezi, Tablo 2.3'te grupları ifade eden satırlardaki birimlerin dağılımları arasında fark olmadığı ya da grupların homojen olduğu şeklindedir [31].

$$F = (\bar{Y}'_1, \bar{X}'_1, \bar{Y}'_2, \bar{X}'_2, \dots, \bar{Y}'_s, \bar{X}'_s) \quad (2.27)$$

(2.27) eşitliğinde $(\bar{Y}'_i, \bar{X}'_i)$ grup içi ortalama vektörleridir. Aynı eşitlikte tanımlanan F için tahmin edilen kovaryans matrisi şu şekilde ifade edilir:

$$V_i = \frac{1}{n_i^2} \sum_{l=1}^{n_i} \left(\begin{bmatrix} (Y_{il} - \bar{Y}_i) \\ (X_{il} - \bar{X}_i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (Y_{il} - \bar{Y}_i)' & (X_{il} - \bar{X}_i) \end{bmatrix} \right) \quad (2.28)$$

Diğer taraftan iki fonksiyon tanımlanmış olsun [24]:

$$F_1 = (\bar{a}_1, \bar{X}_{1*}, \bar{a}_2, \bar{X}_{2*}, \dots, \bar{a}_s, \bar{X}_{s*}) \quad (2.29)$$

Eşitlik (2.29)'da; $(\bar{a}_i)$, tamsayı değerlerine bağlı olarak s deneme grubu için yanıt değişkeni ortalamalarını

$(\bar{X}_{i*})$, eş değişken için hesaplanmış ortalamaları göstermektedirler.

Herhangi bir yanıt değişkeni değerini alabilecek herhangi bir gruptaki denek için oran aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_{i+}} \quad (2.30)$$

Buradan hareketle hesaplanan P_i vektörü ise (2.31) eşitliğindeki gibidir:

$$P_i = (p_{i1}, p_{i2}, p_{i3}, \dots, p_{ir})' \quad (2.31)$$

İkinci fonksiyon aşağıdaki gibi tanımlansın:

$$F_2 = (p_1', \bar{X}_{1*}, p_2', \bar{X}_{2*}, \dots, p_s', \bar{X}_{s*}) \quad (2.32)$$

X model belirleme matrisi olmak üzere ağırlıklı en küçük kareler tahmininde, en küçük kareler tahminlerindeki benzer denklemler kullanılır.

$$b = (X' V_F^{-1} X)^{-1} X' V_F^{-1} F \quad (2.33)$$

V_F burada ağırlıklı en küçük kareler tahmininin ağırlık matrisi bileşenidir. Bu matrisin yapısı veriye göre belirlenir [3].

Burada oluşturulan model için uyum iyiliği testi yapmak mümkündür. Modelin uyumu Wald uyum iyiliği testi ile elde edilebilir:

$$Q_w = (F - Xb)' V_F^{-1} (F - Xb) \quad (2.34)$$

Q_w istatistiği yeterince büyük örneklerle çalışıldığında ki-kare dağılımına sahip olacaktır. Serbestlik derecesi Tablo 2.3'ün satır sayısı ile parametre sayısı arasındaki farka eşittir.

Aynı zamanda elde edilen istatistikler için güven aralıklarının da hesaplanması mümkündür. Bu, ağırlıklı en küçük kareler metodunun bir

avantajıdır. Ancak diğer taraftan bu metot deneme grupları için yanıt ve eş değişken arasındaki ilişkiyi vermez. Bu da sonuçların eş değişkenin bütün düzeylerine genellenmesini engellemektedir. Bir başka deyişle sonuçlar sadece düzeltilmiş ortalamalar hakkında bilgi vermektedirler [24].

Eşitlik (2.34) ile elde edilen test istatistiği rassal model metotlarında elde edilen test istatistiklerinden daha güçlüdür. Wald istatistiği F_1 ve F_2 fonksiyonları için hesaplanmışsa bu ortalamaya göre düzeltme yapılmış istatistikleri vermektedir. F_1 gözlem değerleri için, F_2 Tablo 2.3'deki gözelerin olasılıklarına bağlı olarak düzeltmenin yapıldığı fonksiyonlardır.

Diğer taraftan araştırmacı parametrelerin anlamlı olup olmadığının araştırılması sorusuyla karşı karşıya kalabilir. Bu tür problemler için hipotez parametrelerin 0'a eşit olduğu şeklindedir. Parametrelerin belirlenen doğrusal kombinasyonlarının sıfıra eşit olup olmadığı araştırılır. Uygulanacak test istatistiği ise yine Wald istatistiğidir [3]:

$$Q_C = (Cb)' [C(X' V_F^{-1} X)^{-1} C']^{-1} (Cb) \quad (2.35)$$

Ki-kare dağılan Q_C istatistiği için serbestlik derecesi C 'nin doğrusal bağımsız satırlarının sayısına eşittir [3].

2.7.3. Ağırlıklandırılmamış en küçük kareler metodu

Kategorik verilerde kovaryans analizinde kullanılan metotlardan birisi ağırlıklandırılmamış en küçük kareler metodudur. Bu methoda örnekleme tekniğinin basit rassal örnekleme olduğu varsayılır. Eş değişkenin gruplar arasında homojen olduğu şeklindeki varsayımın geçerliliğinin sınanmasına gerek yoktur. Ancak varyansların homojenliği varsayımı test edilmelidir. Bu amaçla gözlenen varyans ve kovaryanslar da sınanmalıdır. Elde edilen sonuçlar örneklemin çekildiği anakütleye genellenebilir. Aynı şekilde eş değişkenin belirli düzeyleri için elde edilen sonuçlar da, eş değişkenin bütün düzeylerine genellenebilir. Bu genellemelerin yapılabilmesi için en az orta ya da büyük örneklemelerin çekilmiş olması gerekmektedir [24].

Sıralı yanıt değişkeninin bulunması durumunda sıralı kovaryans analizi (rank analysis of covariance) yapmak mümkündür. Bu metot verilerin normal dağılımı varsayımına ihtiyaç duymadığından oldukça kullanışlıdır. Ayrıca test istatistikleri için kareler toplamalarının hesaplanmasına olanak sağlamaktadır [20, 32]. Sıralı kovaryans analizi nonparametrik ve parametrik metotların birlikte kullanıldığı bir metottur. Burada veriler sıra değerleriyle (ranklarıyla) yer değiştirirler ve alışımlı istatistiksel testler dönüştürülmüş bu değerler üzerinden sürdürülürler. Bu durum sıralı dönüşüm (rank transformasyonu) olarak bilinmektedir [33].

Buna ilişkin test istatistiği, varyans oranı, şu şekilde elde edilmektedir:

$$\hat{R} = C (C' C)^{-1} C' R \quad (2.36)$$

Burada; R, yanıt değişkeninin N×1 boyutlu sıra değerleri vektörünü

C, N×p boyutlu eş değişkeni de içermek üzere açıklayıcı değişkenler için sıra değerleri matrisini (p açıklayıcı değişkenler sayısıdır)

$\hat{R}$, düzeltilmiş yanıt değişkeni değerlerini göstermektedir.

Sıralı değişken değerlerinden yola çıkarak hesaplanan bu regresyondan artıklar aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$Z_{ij} = R_{ij} - \hat{R}_{ij} \quad (2.37)$$

Gruplar arasındaki farklılıkların test edilmesinde kullanılan test istatistiği:

$$VR = \frac{(N - k) \sum_i \left(\sum_j Z_{ij} \right)^2 / n_i}{(k - 1) \left[\sum_i \sum_j Z_{ij}^2 - \sum_i \left(\sum_j Z_{ij} \right)^2 / n_i \right]} \quad (2.38)$$

Burada N, örneklem birim sayısını

k, grup sayısını

Z_{ij} artık değerlerini

n_i , gruplardaki birim sayısını göstermektedir.

Elde edilen test istatistiği $(k-1; N-k)$ serbestlik derecesi ile F dağılımına sahiptir [20].

Sıralı dönüşüm ile kovaryans analizinde bir diğer yaklaşım ise yapay değişkenlerin (dummy variables) kullanımı ile gerçekleştirilmektedir. Bu yaklaşım sabit terimlerin ve katsayıların gruplar arasında sabitliğinin de test edilmesine olanak sağlamaktadır.

Grup sayısı 3 olan bir çalışma için model aşağıdaki gibi tanımlanmış olsun:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 X_{ij} + \beta_4 D_1 X_{ij} + \beta_5 D_2 X_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (2.39)$$

Burada; β_0 , birinci anakütle için sabit terimi

β_1 , ikinci anakütle için diferansiyel sabit terimi

β_2 , üçüncü anakütle için diferansiyel sabit terimi

β_3 , birinci anakütle için X'e bağlı Y'nin eğim katsayısını

β_4 , ikinci anakütle için X'e bağlı Y'nin eğim katsayısını

β_5 , üçüncü anakütle için X'e bağlı Y'nin eğim katsayısını

D_1 ve D_2 yapay değişkenleri göstermektedir [32].

$$\text{Model 1: } Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 x + \beta_4 D_1 x + \beta_5 D_2 x + \epsilon_{ij}$$

Olarak tanımlansın. Burada test edilmek istenen hipotez şöyledir:

H_{01} : Üç farklı anakütle için regresyon doğrularının eğimleri ve başlangıç noktaları birbirine eşittir.

Bilinen regresyon kareler toplamı SSR ve buna ilişkin hata kareler toplamı SSE_1 olmak üzere test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$F_1 = \frac{SSR/5}{SSE_1/(N-6)} \quad (2.40)$$

Burada F_1 , 5 ve $N-6$ serbestlik dereceleriyle F dağılımına sahiptir. N toplam birim sayısını göstermektedir.

Kovaryans analizinin varsayımlarından biri olan regresyon katsayısının gruplar arasında eşitliği varsayımının sınanması için model 2 tanımlanmıştır.

$$\text{Model 2: } Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 X_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

Buna ilişkin hipotez ise H_{02} hipotezidir.

H_{02} : Regresyon doğrularının eğimleri birbirine eşittir.

Bu hipotezde aynı zamanda sabit terimlerin farklı olduğu düşünülmektedir.

Hipotezin sınanması için aşağıdaki test istatistiği hesaplanır:

$$F_2 = \frac{(SSE_2 - SSE_1)/2}{SSE_1/(N-6)} \quad (2.41)$$

Burada; SSE_2 indirgenmiş model, Model 2 için hesaplanmış hata kareler toplamını

SSE_1 tüm model için hata kareler toplamını göstermektedir.

F_2 istatistiği, 2 ve $N-6$ serbestlik dereceleriyle F dağılımına sahiptir.

H_{02} hipotezinin testi, regresyon analizinde farklı örneklemeler için hesaplanmış regresyon katsayılarının homojenliğinin testine denktir. Katsayıların homojenliğinin test edilmesinde sıra değerleri gerekli değildir.

Sürekli verilerle çalışıldığında bilgi kaybını önlemek için ham veriler de kullanılabilir [34].

H_{02} hipotezi kabul edilirse araştırmacı bu aşamadan sonra sabit terimlerin farklı gruplar için sabit olup olmadığını araştırmalıdır. Bu amaçla Model 3 ve H_{03} hipotezleri aşağıdaki gibi kurulmuştur:

$$\text{Model 3: } Y_{ij} = \beta_0 + \beta_3 X_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

H_{03} : Regresyon denklemleri eşit sabit terimlere sahiptir.

Hipotez, regresyon katsayıları sabitken sabit terimlerin test edildiğini ifade etmektedir. Test istatistiği F_3 olarak tanımlanmıştır:

$$F_3 = \frac{(SSE_3 - SSE_2)/2}{SSE_2/(N-4)} \quad (2.42)$$

Burada; SSE_3 indirgenmiş model, Model 3 için hata kareler toplamını

SSE_2 indirgenmiş model, Model 2 için hata kareler toplamını göstermektedir.

F_3 istatistiği, 2 ve N-4 serbestlik dereceleriyle F dağılımına sahiptir [32]. Quade süreci için hesaplanan test istatistiği ile F_3 test istatistiği birbirine çok yakın sonuçlar vermektedirler.

2.7.4. Loglinear model metotları

Kategorik verilerde kovaryans analizinde bundan önceki metotlarda hipotez testleri yardımıyla istatistiksel anlamlılıklar sınanmaktaydı. Loglinear modeller yardımıyla kontenjans tablosu verileri için sadece bağımsızlık ve ilişki testleri yapılmaz, aynı zamanda model kurmak da mümkündür [35, 36, 37, 38].

Log-linear model metotlarında birimlerin denemelere rassal olarak atanmaları şart değildir. Bu nedenle log-linear model metotları gözlemsel çalışmalara da uygulanabilmektedir. Eş değişkenin gruplar içinde sabit olduğu varsayımı da gerekli değildir. Eğer eş değişkenin farklı gruplar için sabit olduğu ispatlanmışsa, sonuçlar değişkenin bütün diğer düzeylerine genellenebilir. Aynı şekilde elde edilen sonuçlar bütün anakütleye de genellenebilir. Log-linear modellerde anakütlelerde bu genellemelerin yapılabilmesi için orta büyüklükteki hatta küçük örneklemeler de yeterli olabilmektedir [24].

Diğer kategorik veri analizlerinden farklı olarak log-linear modellerde kontenjans tabloları bir model olarak ifade edilebilir olduğundan, bu modellerle elde edilen sonuçlara bağlı olarak öngörü yapmak da mümkün olmaktadır.

Log-linear analizlerde 3 farklı yöntemden yararlanılmaktadır: Bunlar genel log-linear analiz, logit log-linear analiz ve aşamalı log-linear analizdir. Loglinear modeller içinde eş değişkene yer verilen modeller logit log-linear modellerdir [27, 36]. Logit log-linear modeller aynen regresyon analizinde olduğu gibi açıklayıcı değişkenlerle bağımlı değişkenler arasındaki ilişkinin araştırılmasında kullanılırlar. Diğer log-linear modellerde olduğu gibi açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişki hakkında bilgi vermezler [39]. Kategorik verilerde kovaryans analizinde, buraya kadar ele alınan yöntemler arasında öngörü yapılabilenler yalnızca logit log-linear modellerdir.

Logit log-linear modeller iki şıklı yanıt değişkeni olduğunda logistik model ve sıralı ölçekli yanıt değişkeni olduğunda tüm yanıt dağılım için loglinear model analizi olmak üzere iki şekilde incelenebilirler. İzleyen bölümlerde bu konulara yer verilmiştir.

2.7.4.1. İki şıklı yanıt değişkeni için logistik model

Özellikle biyoistatistiksel çalışmaların pek çoğunda yanıt değişkeni iki şıklı oluşturulmaktadır. Bazı çalışmalarda da araştırmacı ikiden fazla olan yanıt durumlarını iki şıkla özetlemektedir. Bu durumlarda, kategorik veri analizinde kurulan log-linear model, logistik model adını almaktadır. Logistik model metodu açıklayıcı değişkenlere göre yanıt değişkeninin beklenen değerlerinin olasılık olarak elde edildiği bir regresyon yöntemidir. Bu model, kategorik değişkenlerle çalışırken normallik varsayımı olmaması, matematiksel olarak çok esnek olması ve kolay yorumlanabilir olması nedeniyle yaygın kullanıma sahiptir [40].

Veri seti iki şıklı yanıt değişkeni, deneme kombinasyonları Tablo 2.1’de verildiği gibi 2 ya da daha fazla şıklı iken veriler çarpımsal binom dağılır [24]:

$$\Pr\{n_{hij}\} = \prod_{h=1}^1 \prod_{i=1}^2 \frac{n_{h+}!}{n_{hi1}!n_{hi2}!} \pi_{hi}^{n_{hi1}} (1 - \pi_{hi})^{n_{hi2}} \quad (2.43)$$

Burada; n_{h+} , deneme kombinasyonları sonucunda oluşan her bir tabakayı

n_{hi1} , n_{hi2} , h. tabakadaki i. denemeye karşı gelen frekansı

π_{hi} , h. tabakadaki i. denemeye karşı gelen olasılığı göstermektedir.

Tablo 2.4. 2×2 kontenjans tablosu için göze olasılıkları

Deneme düzeyleri	Yanıt düzeyleri		Toplam
	1	2	
1	π_{11}	π_{12}	π_{1+}
2	π_{21}	π_{22}	π_{2+}
Toplam	π_{+1}	π_{+2}	1

Y başlangıçta da tanımlandığı gibi, 0 ya da 1 değerini alabilen 2 şıklı yanıt değişkeni olsun. Y'nin 1 değerini alabilmesi olasılığının beklenen değeri şöyle ifade edilir:

$$E(Y) = P(Y = 1) = \pi$$

Logistik regresyon analizinde elde edilen yanıt değerleri olasılıklar olarak hesaplanmaktadır. Buna göre logistik regresyon modeli birden fazla açıklayıcı değişken için aşağıdaki gibi yazılır:

$$\pi(x) = \alpha + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (2.44)$$

Buna göre π_{hi} şu şekilde de ifade edilebilir:

$$\pi_{hi} = \frac{1}{1 + \exp\left\{ - \left(\alpha + \sum_{k=1}^t \beta_k x_{hik} \right) \right\}} \quad (2.45)$$

Burada; α , regresyon denklemindeki sabit terimi

x_{hik} , h. tabakadaki, i. birimi ($k=1, \dots, t$)

β_k , t. regresyon parametresini göstermektedir.

Bir başka gösterimle logistik fonksiyon buna göre:

$$\pi(x) = \frac{\exp(\alpha + \beta x)}{[1 + \exp(\alpha + \beta x)]} \quad (2.46)$$

Yukarıdaki eşitlikte yanıt değerini 0 yerine 1 yapan ilişki ise:

$$\frac{\pi(x)}{(1 - \pi(x))} = \exp(\alpha + \beta x) \quad (2.47)$$

Burada olasılıklar (odds) X'in artmasıyla birlikte e^β ile oranlı olarak üssel artar. Logaritmik olasılıklar aşağıdaki basit doğrusal yapıya sahiptirler:

$$\log \left[\frac{\pi(x)}{(1 - \pi(x))} \right] = \alpha + \beta x \quad (2.48)$$

Logaritmik olasılıklar dönüşümü logit olarak adlandırılırlar. Model ise logit veya logistik regresyon modeli olarak adlandırılır. Birden fazla açıklayıcı değişken bulunması durumunda (2.48)'de tanımlanan model aşağıdaki şekilde genellenir [39]:

$$\log \left[\frac{\pi(x)}{(1 - \pi(x))} \right] = \alpha + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (2.49)$$

Bütün değişkenlerin kategorik olduğu durum için logit modeller aynı yolla oluşturulmaktadır. Tablo 2.5'teki göze olasılıkları yerine Tablo 2.4'te olduğu gibi göze frekanslarının kullanıldığı düşünölsün. Burada π_{ijk} beklenen olasılıkları göstermekteydi. Bunun yerine m_{ijk} beklenen göze frekanslarını gösterebiliriz. X'in i. Y'nin j. düzeyi için aşağıdaki ilişki geçerlidir:

$$\pi_{k(ij)} = \pi_{ijk} / \pi_{ij+} \quad (2.50)$$

Buna göre logit fonksiyonu göze frekansları için aşağıdaki gibi yazılır:

$$\log \left[\frac{\pi_{2(ij)}}{(1 - \pi_{2(ij)})} \right] = \log \left(\frac{\pi_{2(ij)}}{\pi_{1(ij)}} \right) = \log \left(\frac{\pi_{ij2}}{\pi_{ij1}} \right) = \log \left(\frac{m_{ij2}}{m_{ij1}} \right) \quad (2.51)$$

Aynen açıklayıcı değişkenlerin sürekli olduğu durumlardaki gibi (2.51) eşitliğini toplamsal bir regresyon modeli şeklinde yazmak mümkündür [39]:

$$\log\left(\frac{m_{ij2}}{m_{ij1}}\right) = \alpha + \tau_i^x + \tau_j^y \quad (2.52)$$

Burada da sonuçlar sürekli açıklayıcı değişkenin bulunduğu durumda olduğu gibi yorumlanmaktadır.

Logit analizi sonucu elde edilen modeller için uyum iyiliği (2.35) eşitliği ile tanımlanan Wald istatistiği ile test edilebilir [24].

Doğrusal regresyonda olduğu gibi β regresyon katsayıları olmak üzere katsayıların anlamlılığı hipotezi, $H_0: C\beta=0$ şeklinde kurulmuş olsun. Burada C tam ranklı belirtme matrisidir. Buna göre Wald istatistiği aşağıdaki gibi elde edilir:

$$Q_{wc} = \hat{\beta}C'(CV_{\hat{\beta}}C')^{-1}C\hat{\beta} \quad (2.53)$$

C matrisinin rankı serbestlik derecesi olmak üzere bu test istatistiği, yaklaşık olarak ki-kare dağılımına sahiptir.

2.7.4.2. Tüm yanıt dağılımı için loglinear model analizi

İki şıklı yanıt değişkeni için tanımlanan logistik model ikiden fazla şıklı yanıt değişkenini açıklamak üzere genelleştirilebilir. Tablo 2.3'te verilen göze frekansları satır ve sütun sayısı 2'den fazla olmak üzere çarpımsal çok sınıflı dağılım göstermektedir:

$$\phi(n|\pi) = \prod_{h=1}^l \prod_{i=1}^t n_{hi}! \left\{ \prod_{j=1}^r \frac{\pi_{hij}^{n_{hij}}}{n_{hij}!} \right\} \quad (2.54)$$

Burada; π_{hij} , göze olasılıklarını

j , yanıt değişkeni sıklığını

h , tabakaları (deneme kombinasyonlarını)

i , gözlemi göstermektedir.

Tablo 2.4 dikkate alınarak aşağıdaki eşitlik yazılabilir:

$$\frac{\pi_{11}}{\pi_{+1}} = \frac{\pi_{12}}{\pi_{+2}} = \pi_{1+} \quad (2.55)$$

X ve Y istatistiksel olarak bağımsızsa,

$$\frac{\pi_{11}}{\pi_{+1}} = \frac{\pi_{12}}{\pi_{+2}} \quad (2.56)$$

eşitliği geçerlidir. Bu eşitlik (2.57)'de olduğu gibi de ifade edilebilir:

$$\frac{\pi_{11}}{\pi_{11} + \pi_{21}} = \frac{\pi_{12}}{\pi_{12} + \pi_{22}} \quad (2.57)$$

Yine Tablo 2.4 dikkate alınarak aşağıdaki eşitlik yazılabilir:

$$\psi = \frac{\pi_{11}\pi_{22}}{\pi_{12}\pi_{21}} = 1 \quad (2.58)$$

ψ 'ye olasılıklar oranı (odds ratio) denilmektedir. Olasılıklar oranının 1'e eşit olması değişkenler arasında istatistiksel bağımsızlığın olduğunu ifade etmektedir [3]. (2.58) eşitliğinin her iki tarafının logaritmasını alırsak:

$$\log\psi = \log\pi_{11} - \log\pi_{12} - \log\pi_{21} + \log\pi_{22} \quad (2.59)$$

$m_{ij} = n\pi_{ij}$ olmak üzere doyurulmuş loglinear model aşağıdaki gibi yazılır:

$$\log(m_{ij}) = \mu + \lambda_i^x + \lambda_j^y + \lambda_{ij}^{xy} \quad (2.60)$$

Beklenen frekanslar yerine yanıt değişkeni değerlerini yazarak da modeli ifade etmek mümkündür. Buna göre varyans analizi modelini elde etmiş oluruz:

$$E(y_{ij}) = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} \quad (2.61)$$

Olasılıklar oranı (odds ratio) göze frekanslarının bir fonksiyonu olarak da yazılarak yorumlanabilir.

(2.60) ya da (2.61) eşitlikleri göze sayısı arttırıldığında daha fazla parametre içeren modeller olacaktır. Bu modellerde eş değişken bir açıklayıcı değişken olarak alınır. Denemenin de düzeylerine yer verileceğinden bu eşitliklerde tahmin edilecek parametre sayısının artması kaçınılmazdır.

Kategorik verilerde kovaryans analizi için göze olasılıklarının tahmininde kullanılacak model bu durumda aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\pi_{hij} = \frac{\exp(\psi_{hij})}{\sum_{j=1}^r \exp(\psi_{hij})} \quad (2.62)$$

Burada ψ_{hij} deneme kombinasyonları da göz önünde bulundurularak aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\psi_{hij} = \{\lambda_{ij} + \xi_{ij}(x_h/n_h)\}$$

Burada; λ_{ij} , sabit terim parametrelerini

ξ_{ij} , her bir deneme grubu için eğim parametrelerini göstermektedir.

Çalışmaların çoğunda, bu aşamada tabaka değerlerinden ortalamaların farklarını alarak işlem yapmak araştırmacıya kolaylık sağlamaktadır.

Tablo 2.5. Loglinear model göze beklenen değerleri

Denemenin düzeyleri	Yanıtın düzeyleri	
	1	2
1	$\exp(\mu + \lambda_1^x + \lambda_1^y + \lambda_{11}^{xy})$	$\exp(\mu + \lambda_1^x - \lambda_1^y - \lambda_{11}^{xy})$
2	$\exp(\mu - \lambda_1^x + \lambda_1^y - \lambda_{11}^{xy})$	$\exp(\mu - \lambda_1^x - \lambda_1^y + \lambda_{11}^{xy})$

Parametreler tahmin edildikten sonra her bir deneme kombinasyonu için beklenen göze frekansları Tablo 2.5'te verildiği gibi hesaplanabilir.

Elde edilen model için uyum iyiliği testlerinin yapılması mümkündür. Bu amaçla benzerlik oranı λ eşitlik (2.62)'deki hesaplanmaktadır:

$$\lambda = \prod_{i=1}^2 \prod_{j=1}^2 \left(\frac{\hat{m}_{ij}}{n_{ij}} \right)^{n_{ij}} \quad (2.63)$$

2×2 boyutlu bir kontenjans tablosunu dikkate alan bu eşitlik daha fazla gözenin yer aldığı tablolara genellenebilir. Tablo 2.3 göz önünde bulundurularak;

$$\hat{m}_{ij} = \frac{n_{i+} n_{+j}}{n}$$

olmak üzere test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$G^2 = -2 \log \lambda = 2 \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 n_{ij} \log \left(\frac{n_{ij}}{\hat{m}_{ij}} \right) \quad (2.64)$$

Bu istatistik 1 serbestlik derecesiyle ki-kare dağılımına sahiptir.

Bu bölümde kategorik veri analizinde eş değişken bulunması durumunda kullanılan teknikler anlatılmıştır. İzleyen bölümde longitudinal kategorik verilerin analizinde eş değişken bulunması durumunda kullanılan genelleştirilmiş tahmin denklemleri yöntemi anlatılacaktır.

3. GENELLEŞTİRİLMİŞ TAHMİN DENKLEMLERİ

3.1. Longitudinal Veriler

Epidemiyolojik ve klinik araştırmaların çoğunda deneğin belirli bir zaman aralığında tekrarlı ölçümlerine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu şekilde, zaman içinde bireylerin tekrarlı ölçümlerinin alındığı çalışmalar “longitudinal çalışmalar” olarak adlandırılmaktadır [41]. Bu tür çalışmalarda kullanılan veriler tekrarlı ölçüm verileri veya longitudinal veriler olarak adlandırılmaktadır [5].

Yatay kesit çalışmalarında (cross-sectional studies) her bir birey için tek bir gözlemin elde edilmesi yeterlidir. Laboratuvar düzenlerinde çalışmalar genellikle yatay kesit çalışmalar şeklinde ortaya çıkar. Yatay kesit çalışmalarında veri toplama süreci daha az zaman alır. Buna karşın bir longitudinal düzende verilerin toplanması yıllar sürebilir. Ancak elde edilmesi bu kadar uzun zaman alan tekrarlı ölçümler hem istatistiksel hem de bilimsel açıdan çok güçlü olabilmektedirler. Çünkü bu tür çalışmalarda araştırmacıya bireylerin zamana göre bir değişkenin etkisi altında değişip değişmediğini gözlemleme fırsatı doğar [42]. Bu durum longitudinal veri analizlerinin en büyük avantajı ve başlıca kullanım nedeni olarak bilinmektedir. Diğer taraftan longitudinal veri analizi daha etkin istatistikler vermektedir [41].

Bu nedenlerledir ki, longitudinal veriler daha sık olarak biyoistatistik çalışmalarında özellikle herhangi bir hastalığın seyrini takip etmede kullanılan veri setleridirler.

Longitudinal veriler hem ileriye dönük (prospective veya bir diğer ismiyle cohort) hem de geriye dönük (retrospective) çalışmalarla sıkça elde edilmektedirler. Ancak genellikle bir longitudinal çalışmada, düzen başlangıçta planlanarak verilerin daha sonraki aşamalarda elde edilmesi amaçlandığından, daha çok ileriye dönük çalışmalar söz konusudur.

3.1.1. Longitudinal verilerin modellenmesi

Zamana bağılı olarak elde edilen tekrarlı ölçümler, araştırmanın konusuna göre sürekli değişkenlere veya kesikli değişkenlere ilişkin verilerin elde edilmesini gerektirebilirler. Genellikle longitudinal veri analizinde kategorik verilerle çalışmak, sürekli verilerle çalışmaktan çok daha zordur. Nitekim bu tür veri setinde kullanılmak üzere, kategorik yanıt değişkeninin bulunduğu durumlar için, normal dağılım kadar esnek bir yapıya sahip çok değişkenli bir dağılım bulunmamaktadır. Diğer taraftan sürekli değişkenlerde olduğu gibi ortalama ve kovaryans kolay bir şekilde modellenememektedir. Bununla birlikte gelişen istatistik teorisi ile bu boşluk doldurulmaya başlanmıştır [43]. Bu, günümüzde iki yolla gerçekleştirilebilmektedir. İlk olarak, kesikli veriler ve tek değişkenli veriler için geliştirilmiş regresyon teknikleri genelleştirilmiş doğrusal modeller veya quasi-likelihood modeller altında bir araya getirilmiştir. İkinci olarak sadece verilerin olasılık dağılımının bir kısmının modellenenebildiği, kısmen parametrik modeller denenmektedir [43].

Longitudinal veri setleri bir yanıt değişkeni, eş değişkenler vektörü ve hata teriminin yer aldığı bir modelle ifade edilirler:

$$Y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_p x_{itp} + \epsilon_{it} \quad (3.1)$$

Burada; Y_{it} , i. gözlem t. zaman için yanıt değişkeninin değerini

$\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)$, bilinmeyen regresyon katsayıları vektörünü

X_{it} , i. gözlem t. zaman için eş değişkenin değerini

ϵ_{it} , i. gözlem t. zaman için yanıt değerinin model tahmininden sapmalarını gösterir

[44].

Tipik olarak birinci açıklayıcı değişken bütün i ve t için 1 olarak gözlemlenirse β_1 kesim noktası değeri olarak belirlenmiş olur. Bunun dışında yatay kesit verileri için belirlenen model ile longitudinal veriler için belirlenmiş modeli birbirinden ayıran en büyük özellik, longitudinal verilerde sabit terimin olmamasıdır [41].

3.1.2. Longitudinal verilerin kullanımının yararları

Bölüm 3.1’de değinildiği gibi longitudinal verilerin kullanımının en önemli nedeni bir denekteki değişimin zamana bağlı olarak gözlemlenmesi olanağı sağlamasıdır. Bu da çalışmanın etkinliğini arttırmaktadır [41].

Denekleri birden fazla kez gözlemlemekle, denek sayısında değişiklik olmayacak ancak elde edilen veriler tekrar sayısına bağlı olarak artacaktır. İki tekrarlı bir çalışmada, yatay kesit verisine göre iki kat fazla veri elde edilir. Bu da güç kazancına sebep olur [45]. İki gözlemle yapılabilecek bir çalışmada birbirinden bağımsız denekler için varyansın σ^2 olduğu ve birden fazla tekrar olması durumunda tek bir denek üzerindeki gözlemlerin ilişkisi ise ρ olduğu düşünülün. Çalışma bir yatay kesit çalışması olarak değerlendirilirse deneme etkilerinin varyansı, n birim sayısı olmak üzere $2 \sigma^2 / n$ olur. Longitudinal bir çalışma olarak alınırsa varyans $2 \sigma^2(1 - \rho) / n$ olarak hesaplanır. Buna göre etkinlikteki kazanç $1/(1 - \rho)$ olacaktır [45]. Açıkça görülmektedir ki, gözlemler arasındaki ilişki ne kadar fazlaysa, yatay kesit çalışması yapmak yerine longitudinal çalışma yapmakla elde edilecek etkinlikteki kazanç o kadar fazla olacaktır.

Longitudinal veri analizinin kullanımının bir başka avantajı ise model seçimindeki sağlamlıktır [45]. Yatay kesit verilerinin analizi için doğrusal modelin aşağıdaki gibi olduğu düşünülün:

$$Y_{i1} = \beta_C X_{i1} + \epsilon_{i1}, \quad i = 1, \dots, m \quad (3.2)$$

Burada; β_C , alt anakütellere bağlı olarak yanıt değişkeni Y ’deki ortalama değişimi gösterir.

Bu model için tekrar sayısı 1’dir. Bir longitudinal model ise aşağıdaki gibi tanımlanmış olsun:

$$Y_{it} = \beta_C X_{i1} + \beta_L (X_{it} - X_{i1}) + \epsilon_{it}, \quad t = 1, \dots, n_i \quad i = 1, \dots, m \quad (3.3)$$

Burada; β_L , gözlem sayısının 1'den fazla olması durumunda denekteki değişikliği gösteren regresyon katsayısını göstermektedir.

Dikkat edilirse $t=1$ olması durumunda β_C 'nin yorumu yatay kesit verilerin analizinde olduğu gibi olacaktır. İki denklem birbirinden çıkarılırsa β_L 'nin yorumu daha kolay yapılabilir:

$$(Y_{it} - Y_{i1}) = \beta_L (X_{it} - X_{i1}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i1} \quad (3.4)$$

Burada β_L gözlemlenen denekteki zamana bağlı değişiklikleri gösteren regresyon katsayısı olarak kolayca yorumlanabilir. Pek çok çalışmada araştırmacı, yatay kesit çalışması yapmakla $\beta_C = \beta_L$ olduğunu varsayar. (3.2) eşitliği bu varsayıma dayanmaktadır. Longitudinal veri analizi yapan araştırmacı bu varsayımı yapmak zorunda kalmamaktadır [41].

Longitudinal veri analizi yapmakla elde edilecek kazanç birimler ve gözlemler arasındaki değişkenliğe de bağlıdır. Tekrarlı gözlemler arasındaki fark fazla ise longitudinal veri analizi yapmanın önemi artar. Buna karşın denekten deneğe fark çok daha fazlaysa bir yatay kesit veri analizi yapmak daha uygun olmaktadır [41].

Buna göre araştırmanın amacına ve konusuna bağlı olarak, kimi zaman longitudinal bir çalışma yapmak yerine yatay kesit verilerle çalışmaktan kaçınmak gerekir.

3.1.3. Longitudinal veri analizinde karşılaşılan sorunlar

Çok tekrarlı çalışmalarda başlangıçta karşılaşılan en önemli sorun veri toplama sürecinin güçlüğü ve uzunluğudur. Pek çok longitudinal çalışmada veri toplama aşaması yıllarca devam edebilir.

Longitudinal verilerin analiz aşamasında ise şu sorunlar söz konusudur:

Y'nin X üzerindeki regresyonu ile ilgileniliyorken tekrar sayısının denek sayısına göre fazla olması bir sorundur. Diğer taraftan gözlemler arasındaki ilişki ile ilgileniliyorsa, bu durumda tekrar sayısının az olması sorun yaratır.

Deney birimlerinin sayısı çok az iken ilişkinin ilgi odağı olduğu durumlar. Deneklerden elde edilen gözlemler arası ilişki önemli ise doğru ilişki yapısı için çok sayıda veriye ihtiyaç vardır [41].

Her iki sorunun çözümü için de, mümkün olduğunca çok denek üzerinden tekrarlı ölçümlerin elde edilmesi gereklidir.

3.2. Genel Doğrusal Modeller

Sıradan doğrusal regresyonun genellenmesiyle ortaya çıkan modeller sınıfı, ilk olarak Nelder ve Wedderburn (1972) tarafından ortaya atılan genel doğrusal modellerdir (GDM). Bu modellerle yakından ilişkili olan analitik çözümleme tekniği sıradan en küçük karelerdir [46,47,48]. GDM probit analiz de dahil olmak üzere normal olmayan dağılımlar ve herhangi bir kontenjans tablosunda çok sınıflı dağılımlar için geliştirilmiştir. Kontenjans tablosunun bulunduğu durumlarda modelin bir kısmı çarpımsal olmaktadır. Tüm durumlarda modelin sistematik kısmının doğrusal olduğu varsayımı geçerlidir [46].

Bir genel doğrusal model üç bölümden oluşur:

1. Rassal bölüm: Y_i , $i=1, \dots, k$, bağımsız yanıtlar,
2. Sistematik bölüm: doğrusal tahminci, $\eta_i = X_i' \beta$
3. Bağlantı fonksiyonu, $h(\mu_i)$, rassal ve sistematik bölümlerin bağlantısını $h(\mu_i) = \eta_i$ ile yapar [49].

Gözlemler normal dağılıyorsa ve hatalar sabit varyanslıysa en küçük kareler tahminlerinin varyans ve kovaryansları elde edilebilir. Bu tahminler doğrusal modeller için tam, doğrusal olmayan modeller için yaklaşık değerler şeklindedir. Gözlemler normal dağılmasa bile hatalar sabit varyanslı olduğu sürece bu tahminler geçerlidir. Doğrusal modeller olduğunda ve hata varyansı verildiğinde en küçük kareler varyans tahminleri hataların dağılımından etkilenmez ve doğrusal olmayan modeller için aynı varsayımlar yaklaşık olarak sağlanır [47].

GDM'de yanıt değişkeninin beklenen değerinin bir bağlantı fonksiyonu ile ifade edilir. Bu bağlantı fonksiyonu, açıklayıcı değişkenlerin bir doğrusal

kombinasyonu olarak modellenir. Bir genel doğrusal model aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$f(E(Y_{it})) = \beta_0 + \beta_1 X_{it1} + \beta_2 X_{it2} + \dots + \beta_q X_{itq} + \varepsilon_{it} \quad (3.5)$$

Bu model hem yatay kesit verileri hem de longitudinal veriler için geçerlidir [41].

3.2.1. GDM’de kullanılan bağlantı fonksiyonları

Burada f ile gösterilen bağlantı fonksiyonudur. Bağlantı fonksiyonun şekli yanıt değişkeninin ölçeğine göre değişir. Binom dağılımı gösteren yanıt değişkeni için süreç logistik regresyonda olduğu gibidir ve bu durumda sıkça kullanılan bağlantı fonksiyonu logit veya probit bağlantı fonksiyonu adını alır [43, 48]. Sınıflayıcı ölçek söz konusu olduğunda yine logit bağlantı fonksiyonu kullanılır [50]:

$$g_1(\pi) = \log\{\pi/(1-\pi)\} \quad (3.6)$$

Sıralayıcı ölçekle ölçülmüş yanıt değişkeni varken kullanılan bağlantı fonksiyonu ise kümülatif logit bağlantı fonksiyonudur [5, 48]. Probit fonksiyonu da logit fonksiyonuna yakın sonuçlar vermektedir:

$$g_2(\pi) = \Phi^{-1}(\pi) \quad (3.7)$$

Yine sıkça kullanılan bir diğer bağlantı fonksiyonu log-log bağlantı fonksiyonudur. Bu fonksiyon π ’nin küçük değerleri için logit fonksiyona yaklaşmaktadır [51]:

$$g_3(\pi) = \log\{-\log(1-\pi)\} \quad (3.8)$$

Tüm üç bağlantı fonksiyonu arasında en kullanışlı olanı, geriye dönük veriler için de kullanılabilir olması nedeniyle logit bağlantı fonksiyonudur [52].

3.2.2. GDM’de model fonksiyonları

Bir gözlemin bir kez gözlemlenmesi söz konusu olduğunda, ilgi odağımız marjinal yanıt ortalaması olarak adlandırılan anakütle ortalaması Y ’nin modellenmesidir. Tekrarlı ölçümler varken bu duruma uygun hareket etmek amacıyla benimsenebilecek birkaç farklı yaklaşım vardır. Ancak bunlardan genellikle basit olduğu için sıkça kullanılanı şudur: Tekrarlı gözlem sayısını 1 veya 2 özet değere indirgemek, ve daha sonra her bir gözlem değerini eş değişkenin bir fonksiyonu gibi analiz etmek.

Marjinal model yaklaşımı dışında benimsenen diğer yaklaşımlar rassal model metodu ve geçiş modelleridir.

3.2.2.1. Marjinal modeller

Longitudinal verilerin analizinde benimsenebilecek bir yaklaşım, GDM’lerin göz önünde bulundurulduğu marjinal modellerdir. Marjinal modelleme $E(Y_{it})$ ‘nin modellenmesinde kullanılan ve daha çok karşımıza zaman serileri analizinde çıkan bir modelleme tekniğidir [52]. Bir marjinal model, t zamanında yanıt değişkeninin beklenen değeri ya da bir diğer deyişle, logit veya logistik bağlantı fonksiyonları yardımıyla, t zamanındaki eş değişkenlere göre yanıtın başarı olasılığıdır [53].

Bir marjinal modelde tekrarlı ölçümler bağımsız olamazlar, ancak küme adı verilen tek denek üzerindeki gözlemler birbirleriyle ilişkili iken farklı denek gözlemleri ilişkisizdir. Bu nedenle marjinal analiz ilişkinin şekli hakkında varsayımları da içerir [48].

Regresyon analizinde marjinal beklenen değer açıklayıcı değişkenlerin bir fonksiyonu olarak modellenir. Marjinal beklenen ile ifade edilmek istenen, ortak bir X değerine sahip alt anaküteller üzerinden ortalama yanıttır. Tek tek deneklere değil anakütle ortalamasına göre modelleme yapıldığından bu modellere “anakütle

ortalaması” (population averaged) modeller de denilmektedir. Buna göre tahmin edilen regresyon katsayıları da “anakütle ortalaması parametreleri” adını alır.

Bir marjinal modelde, olasılıklar oranı herhangi bir diğer yanıt değeri üzerinden koşullandırılmaz. Ailesel ilişki kavramının ifade edilmesinde koşullu parametre çok yetersiz kalmaktadır [54].

Bir marjinal modelde aşağıdaki varsayımlar geçerlidir:

-Yanıtın marjinal beklenen değeri $E(Y_{it})=\mu_{it}$, açıklayıcı değişkenlere dayanmaktadır. Bağlantı fonksiyonu logit olmak üzere:

$$\text{logit}(\mu_{it}) = \log (\mu_{it}/1 - \mu_{it}) = \beta_0 + \beta_1 X_{it} \quad (3.9)$$

-Marjinal varyans, $\text{Var}(Y_{it})=v(\mu_{it})\phi$ olmak üzere, marjinal ortalamaya dayanmaktadır. Burada v bilinen varyans fonksiyonu ve ϕ tahmin edilmesi gerekebilecek ölçek parametresidir:

$$\text{Var}(Y_{it}) = \mu_{it} (1 - \mu_{it}) \quad (3.10)$$

- Y_{ij} ve Y_{ik} arasındaki ilişki marjinal ortalamaların bir fonksiyonudur ve ilave parametrelerin, α , tahminini gerektirebilir [41]:

$$\text{Corr}(Y_{ij}, Y_{ik}) = \alpha \quad (3.11)$$

Marjinal modellerde longitudinal verilerle elde edilen regresyon katsayıları yatay kesit verileriyle elde edilen regresyon katsayıları ile aynı şekilde yorumlanırlar [7].

Marjinal model yaklaşımı ortalama ve kovaryansın ayrı ayrı modellenmesi avantajına sahiptir [41]. Diğer taraftan ilişki yanlış belirlense bile çoğu zaman regresyon katsayıları hakkında geçerli çıkarsamaların yapılabilmesi mümkündür.

3.2.2.2. Rassal etkiler modelleri

İkinci yaklaşım rassal etkiler modelidir. Tekrarlı yanıt değerleri arasında ilişkinin varolduğunu varsayar. Ancak farklı bireyler için elde edilen gözlemler birbirlerinden bağımsızdırlar. Buna göre regresyon katsayıları, F dağılımına bağlı olarak bireyden bireye değişmektedirler. Burada yanıt değişkeninin koşullu beklenen değeri bireye özel regresyon katsayıları ile verilmektedir. Bir başka ifade ile, rassal etkiler modeli altında yatan temel düşünce bireyler arasında regresyon katsayıları bakımından heterojenlik bulunabileceği ve bu heterojenliğin bir olasılık dağılımı ile temsil edilebileceğidir. Herhangi bir denek için gerçek katsayılar verildiğinde, bu denek için daha sonraki gözlemlerin bağımsız olduğu varsayılır.

Rassal etkiler modelleri genellikle bir örneklemden kontrol edilemeyen bağımlılık, kümelenme gibi kontrol edilemeyen faktörleri dikkate almak amacıyla kullanılırlar [55].

Bir denek için korelasyon bu deneklerin gözlemlenmemiş veya gözlemlenemeyen değişkenlerinden (U_i) kaynaklanabilir. Bu tür modeller “latent değişken modeli” yada “deneğe özel model” (subject-specific model) olarak da adlandırılırlar [41]. Buna göre basit bir rassal etkiler modeli şöyle formüle edilebilir:

$$\text{logit } \Pr(Y_i = 1 | U_i) = (\beta_0^* + U_i) + \beta_1^* X_{it} \quad (3.12)$$

Burada; U_i denekten deneğe farklılık gösterebilecek değişkendir.

Açıkça görülmektedir ki, rassal etkiler modelleri sonuçların anakütle ortalaması değil deneklerin dikkate alınmasıyla yorumlanırlar. Bu durum marjinal modellerde uygulananın tam tersidir [41]. Bu nedenle rassal etkiler modelleri çıkarsamaların denekler için yapılacağı çalışmalarda tercih edilmelidirler.

3.2.2.3. Geçiş (Markov) modelleri

Üçüncü ve son yaklaşım geçiş modelleri olarak adlandırılmaktadır. Bu modellerde önceki gözlem değerleri verilmişken yanıt değişkeninin koşullu beklenen değeri ile ilgilenilir. Bir başka ifade ile geçiş modelleri altında yanıt değerleri $Y_{i1}, \dots, Y_{ini}$ arasında ilişki vardır. Çünkü geçmiş değerler $Y_{i1}, \dots, Y_{it-1}$ o anki gözlem Y_{it} 'yi etkilerler. Bu nedenle önceki yanıt değerleri şimdi tahminci olarak alınabilir.

Otokorelasyon fonksiyonlu bir marjinal model yeniden yazılarak bir geçiş modeli gibi yorumlanabilir [41].

Bir geçiş modeli önceki yanıt değerleri kullanılarak kolayca oluşturulabilir. Modelde önceki yanıt değerleri eş değişken olarak alınır ve tahmin bu eş değişken yardımıyla gerçekleştirilir. Ayrıca koşullu ortalama da modellenmelidir [48]:

$$\mu_{ij}^c = E(Y_{ij} | Y_{i,j-1}, \dots, Y_{i1}) \quad (3.13)$$

Marjinal ortalama kullanılarak geçiş modeli de şöyle oluşturulabilir:

$$h(\mu_{ij}^c) = X'_{ij}\beta + \sum_{r=1}^s f_r(Y_{i,j-1}, \dots, Y_{i1}) \quad (3.14)$$

Burada; $f_r(\cdot)$ son yanıtların fonksiyonudur. İki şıklı yanıt için Markov zinciri logistik regresyon modelleri önemlidir. q. dereceden bir Markov zinciri şöyle oluşturulabilir [48]:

$$\text{logit}(\mu_{ij}^c) = X'_{ij}\beta_q + \sum_{r=1}^s f_r(Y_{i,j-q}, \dots, Y_{i,j-1}) \quad (3.15)$$

Herhangi bir Markov modelinde elde edilen regresyon katsayılarının yorumu Markov zincirinin derecesine bağlıdır.

Geçiş modelleri, marjinal dağılımlar yerine koşullu dağılımlarla ilgilenildiği durumlarda uygundur. Özellikle ilginin anakütlelerden çok bireylerde odaklandığı klinik durumlarda kullanışlıdır [48].

3.2.3. Marjinal modellerle rassal etkiler modeli arasındaki ilişki

Yukarıda tanımlanan 3 farklı model yapısında en sık kullanılanları marjinal (anakütle ortalamalı) modeller ve rassal etkiler (deneğe özel) modellerdir.

Marjinal modellerdeki parametreler, tamamen marjinal olasılıkların terimi olan tekrarlı yanıtların marjinal dağılımları arasındaki farklılıkları tanımlar. Buna karşın, rassal etkiler modellerindeki parametreler, bileşik dağılımdaki tekrarlı yanıtların bağımlılığını doğrudan dikkate alır. Bir başka ifade ile, marjinal modellerde denekler boyunca yanıtların frekansının açıklayıcı değişkenlerle olan ilişkisi araştırılırken, rassal etkiler modelinde bir denek için yanıtın pozitif olma olasılığının açıklayıcı değişkenlere nasıl bağlı olduğu araştırılmaktadır [43, 54].

Araştırmacılar deneklerdeki gözlemler arasındaki ilişkiyi de göz önünde bulundurduğunda marjinal modeller kullanılırken, genelleştirilmiş doğrusal karışık modeller ilgi alanı iken rassal etkiler modeli kullanılmaktadır [56, 57].

İki modeli birbirinden ayıran en önemli fark regresyon katsayılarının, X değiştikçe bireylerdeki değişimi ya da genel ortalamaadaki değişimi tanımlamasıdır. Bir diğer önemli fark ise daha önceden var olduğu düşünülen zaman bağımlılığı ile ilişkilidir. Marjinal modeller sadece bir denek için tekrarlı gözlemler arasındaki ilişkiyi tanımlarlar. Buna karşın rassal modeller, denekle ilişkilendirerek bu değişkenliğin nedenini açıklar. Marjinal modellerde kovaryans matrisi pozitif-definit iken rassal etkiler modelinde böyle bir sınırlama yoktur [57].

Eğer bir rassal etkiler modelinde logistik form uygunsa, bu mutlaka marjinal modellerde de logistik formun geçerli olacağı anlamına gelmez. Her iki modelin de geçerli olduğu durumda, denekler arası heterojenlik marjinal modellerde, rassal etkiler modeline göre çok daha küçük değerler alır. Marjinal

modellerde bu değer sıfıra yaklaşırken rassal etkiler modelinde dikkate alınması gereken bir heterojenlik söz konusudur [55].

Bağlantı fonksiyonu seçilirken oluşturulan modelin önemi yoktur. Aynı bağlantı fonksiyonu hem marjinal modeller hem de rassal etkiler modeli için kullanılabilir [57].

Marjinal modellerle rassal etkiler modelinden elde edilen parametreler, modelde herhangi bir karesel, polinomial ya da çarpımsal terim olmadığı sürece eşittirler. Modelde karesel bir terim varsa iki parametre eşit olabilir ya da marjinal modeller parametresi daha büyüktür. Çarpımsal bir terim bulunması durumunda her iki parametre eşit olabileceği gibi herhangi bir parametre diğerinden büyük olabilir. Eğer ilişki hem bir karesel hem de çarpımsal terimle ifade edilebiliyorsa, marjinal model parametreleri ile rassal etkiler modeli parametreleri arasındaki ilişki, varyans kovaryans matrislerindeki (D) değişime bağlı olarak şekillenecektir. Tablo 3.1’de bu durumlar özetlenmiştir [56]:

Tablo 3.1 Marjinal model parametreleri ile ($\tilde{\beta}$) rassal etkiler modeli parametreleri (β) arasındaki ilişki (Tabloda D_{π} ilgili varyansları, D_{ts} ilgili kovaryansları göstermektedir. Genellikle $r=s$ ya da $r=t$ ’dir.)

Modeldeki açıklayıcı değişken yapıları	β 'ya göre $\tilde{\beta}$	$\tilde{\beta} = \beta$	$\tilde{\beta} > \beta$	$\tilde{\beta} < \beta$
Karesel ya da çarpımsal terim yok	$\tilde{\beta} = \beta$	Her zaman	–	–
Karesel terim var	$\tilde{\beta} = \beta + 1/2D_{tt}$	$D_{tt}=0$	$D_{tt}>0$	–
Çarpımsal terim var	$\tilde{\beta} = \beta + D_{ts}$	$D_{ts}=0$	$D_{ts}>0$	$D_{ts}<0$
Hem çarpımsal hem karesel terim var	$\tilde{\beta} = \beta + D_{ts} + 1/2D_{\pi\pi}$	$D_{ts} = -1/2D_{\pi\pi}$	$D_{ts} > -1/2D_{\pi\pi}$	$D_{ts} < -1/2D_{\pi\pi}$

3.3. Genelleştirilmiş Tahmin Denklemleri Yöntemi

Bağımsız çift örneklem t testi gibi pek çok standart istatistiksel teknikte, ilişkinin incelenmesi amacıyla, basit regresyon veya ki-kare testinde, açıklayıcı değişkenlerin her birinin birbirinden bağımsız olduğu varsayılır. Bununla birlikte, longitudinal veri analizinde olduğu gibi, eğer denekler için tekrarlı gözlemlerin alınması söz konusu ise maalesef bu varsayımın gerçekleşmesi imkansızdır. Çünkü aynı denekten alınan gözlemler birbiriyle ilişkili olmaya eğilim gösterirler. Araştırmacı aynı denekten ard arda iki gözlem alırsa bunlar büyük olasılıkla birbirine yakın olacaktır. Oysa iki farklı bireyden alınan iki gözlemin farklı olması beklenir [42].

Longitudinal kategorik verilerin analizinde, genellikle ilgi, yanıtın marjinal dağılımı ve/veya yanıt için tekrarlı gözlemler söz konusu olduğundan gözlemler arası ilişkide odaklanır. Böylece regresyon modelleri marjinal dağılımlar şeklinde formüle edilirler [58].

İki tekrarlı bir deney ele alındığında, burada elde edilen veriler farklı iki bireyden elde edilen verilere göre daha az bilgi verici olacaktır. Bu durumda sorun sadece, zaman zaman iki gözlem arasındaki ilişkinin, tam ilişki olması, hatta kimi zaman tama yakın ilişki olması değil aynı zamanda bilgi kaybıdır. Ancak pek çok araştırmada konu gereği deneklerin birden fazla gözlemlenmesi gerekmektedir. Bu tür çalışmalar özellikle biyoistatistikte bir hastalığın zamana bağlı olarak nasıl seyrettiğinin gözlemlenmesi amacıyla gerçekleştirilir.

Eğer yanıt değişkeni normal dağıldıysa ya da normale yaklaştırılabiliriyorsa uygun analiz basit doğrusal regresyonun genelleştirilmesidir. Genelleştirmede bağımsızlığın olmaması ve yanıt değişkeninin ilişkili olmasıyla karşılaşılır.

Longitudinal veri analizinde, veriler sürekli ise, bu durumda analizde çok büyük problem yaşanmaz. Nitekim, bu tür verilerin analizi için dağılımsal varsayımların ve çalışma tasarımlarının dikkate alındığı çok sayıda süreç vardır. Normal dağılım gösteren verilerin analizi için, değişkenliğin denekten deneğe incelendiği rassal etkiler modeli uygundur. İki şıklı longitudinal verilerin analizinde rassal etkiler logistik modeli kullanılabilir. Frekans verileri

varken rassal etkiler log-lineer modeller uygundur. Longitudinal kategorik veri analizinde bugüne kadar ağırlıklı en küçük kareler kullanılmaktaydı [59].

İyi bilinmektedir ki, yukarıda sayılan istatistiksel tekniklerin hemen hepsi istatistiksel bağımsızlığı varsaymaktadır. Gözlemler arası ilişki pozitifse sonuçlar yanıltıcı olabilir. Hatta çoğu zaman standart hatalar olduğundan küçük tahmin edilebilirler. Bu da demektir ki, gerçekte veriler olduğundan daha bilgi vericidirler. Bu tür analizler “saf eşleştirme” (naive pooling) olarak adlandırılırlar [42]. Korelasyonun bu şekilde bilgi kaybına neden olabileceği bilinmektedir, ancak diğer taraftan longitudinal verilerin çok yaygın kullanım alanı vardır. Nitekim kişiye özel değişkenlerin zamana bağlı olarak ele alınması oldukça bilgi vericidir.

Önemli bir ilişkiyi göz ardı eden standart bir istatistiksel teknik önemli bir hataya sebep olabilir. Kullanılacak en iyi istatistik bu durumda araştırma sorusuna göre belirlenecektir.

Maalesef pek çok araştırma konusu sadece bir tek özetleyici istatistikle cevaplanamaz. Ayrıca, bazı özetleyici istatistikler yeterli değildir. Tek bir istatistik ile ifade edilen veri setindeki bilginin sadece küçük bir kısmını kullanılmış olur. Bu gibi durumlarda araştırmacı veri setinden bilginin tamamını elde edebileceği bir istatistiksel tekniğe ihtiyaç duyar. Bu durumda eldeki örneklemin çok fazla olmasına ihtiyaç yoktur. Günümüzde bu anlamda, tekrarlı ölçümlerin analiz edilmesinde çeşitli yollar bulunmaktadır. Bu yaklaşımlar genelleştirilmiş tahmin denklemlerine ve çok düzeyli modellemeye dayalı çözümlmeleri içermektedir. Bu karışık modellemenin bir şeklidir. Karışık sözcüğü rassal etkileri ve aynı zamanda bilinen sabit regresyon katsayılarını içeriyor anlamındadır.

Genelleştirilmiş tahmin denklemleri ve karışık modelleme klinik bilimde ve epidemiyolojide hızla artan bir önem kazanmaktadır. Klinik araştırmacılar, epidemiyologlar ve biyologlar bu teknikleri kullanmaya başlamışlardır. GTD, yanıtın eş değişkenler üzerindeki bağımlılığının ilgi odağı olduğu, tekrarlı gözlemlerin analizine ilişkin bir istatistiksel süreçtir [60]. GTD'nin amacı, doğru belirlenmiş bir ilişki matrisini ($R(\alpha)$) dikkate alarak tutarlı regresyon parametreleri β 'ları, varyanslarıyla birlikte tahmin etmektir [61].

GTD metodolojisi ilk kez 1986 yılında Liang ve Zeger tarafından binom dağılımda olduğu gibi iki şıklı yanıt değişkeninin bulunduğu durumlarda, özellikle denklemde bir de eş değişken varken kullanılmak üzere geliştirilmiş, daha sonra Prentice tarafından 1988 yılında sıralı yanıt değişkeni için birikimli logit, birikimli probit modellerine genellenmiştir [7, 62, 63].

3.3.1. Quasi-Likelihood

GTD'nin teorisinin temelinde quasi-likelihood yatmaktadır. Quasi-likelihood maksimum benzerlikte olduğu gibi bir tahmin tekniğidir. Ancak maksimum benzerlikte olduğu gibi dağılımın bilinmesi zorunluluğu yoktur. Bu nedenle bu tahmin tekniği kullanıldığı gözlemlerin dağılımları ile ilgili varsayımlar yapılmaz. Fonksiyon, gözlemlerin ortalama ve varyansı arasındaki ilişkiye dayanır. Maksimum benzerlik tahmin tekniği dağılımın gerçek şeklinin belirlenmesini gerektirirken quasi-likelihood'da sadece yanıt ortalaması ile eş değişkenler arasındaki ve ortalama ve varyans arasındaki ilişkiyi belirleriz.

Bir denekten sadece 1 gözlem alınması durumunda quasi-likelihood fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\mu_i = h(\mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}) \quad (3.16)$$

Burada; μ_i , yanıtın beklenen değerlerini

$\boldsymbol{\beta}$, $p \times 1$ parametreler vektörünü göstermektedir [64].

h 'ın tersi bağlantı fonksiyonu olarak adlandırılır.

Quasi-likelihood'da varyansın bilinen bir fonksiyon olduğu varsayılır:

$$v_i = g(\mu_i) / \phi \quad (3.17)$$

Eşitlikte; varyans, beklenen değerlerin, bir “g” fonksiyonu olarak ifade edilmiştir. ϕ , ölçek parametresidir.

Quasi-likelihood fonksiyonunun tahmincileri, eşitlik sisteminin ağırlıklı en küçük kareler yöntemiyle çözülmesi sonucunda elde edilir:

$$S_k(\beta) = \sum_{i=1}^K \frac{\partial \mu_i}{\partial \beta_k} v_i^{-1} (y_i - \mu_i) = 0, \quad k = 1, \dots, p \quad (3.18)$$

Eğer varyans biliniyorsa (3.16) eşitliği sadece μ 'nın bir fonksiyonudur. Genel olarak varyans bilinmeyen bir parametredir ve bu durumda bir üssel aile parametresi gibi işlem yapılamaz. Bununla birlikte (3.18) sistemi iteratif ağırlıklı en küçük kareler metodu ile çözülemez [65].

Genel olarak, quasi-likelihood fonksiyonunun özellikleri bilinen maksimum benzerlik fonksiyonu ile çok benzerlik göstermektedir. Aralarındaki en önemli fark varyansla ilgilidir. Varyans bilinmediğinde çözüm ağırlıklı en küçük karelere dayanmaz [65].

Gözlemlerin dağılımlarının bilinmediği durumlarda quasi-likelihood fonksiyonları yaygın olarak kullanılmaktadır.

3.3.2. İki şıklı yanıt dağılımı için GTD yöntemi ile regresyon katsayılarının tahmini

GTD yaklaşımında her bir denek bir küme olarak adlandırılır. Önceki bölümlerde de ifade edildiği gibi farklı kümeler için elde edilen gözlemlerin bağımsız, aynı küme için elde edilen gözlemlerin ise birbiriyle ilişkili olduğu düşünülür. GTD yöntemi, etkinliği arttırmak amacıyla bu ilişkiyi de dikkate alan tahmin tekniğidir. Söz konusu ilişki $R(\alpha)$ ile gösterilen $n_i \times n_i$ boyutlu simetrik matrisle ifade edilir. Bu matrise aynı zamanda “üzerinde çalışılan ilişki matrisi” de denilir [64]. Matrise bu ismin verilmesinin bir nedeni, bu ilişkinin yanlış tanımlanmış olma ihtimalinden kaynaklanmaktadır. Diğer taraftan, ilişki matrisi yanlış tanımlanmış olsa bile GTD yönteminin etkin ve tutarlı tahminciler verir [44, 64, 66, 67].

GTD yöntemi kullanılırken fonksiyonlarda eş değişkenlerin zamana bağlı (time-varying) ya da durağan (stationary) olması fark yaratmaz. Her iki durumda

da longitudinal veri seti için GTD süreci etkin ve tutarlı parametre tahminleri verecektir [68].

Quasi-likelihood fonksiyonunu GTD'ne uygulayabilmek amacıyla, yanıt vektörünün ortalama ve kovaryansı düşünülmelidir. Buna göre quasi-likelihood yaklaşımında üzerinde çalışılan kovaryans matrisi eşitlik (3.19)'da olduğu gibi hesaplanır:

$$V_i = A_i^{1/2} R_i(\alpha) A_i^{1/2} \quad (3.19)$$

Burada; A_i , $n_i \times n_i$ boyutlu köşegen matrisini ($A_i = \text{diag}(h(\mu_{ij}))$)

$R_i(\alpha)$, üzerinde çalışılan ilişki matrisini göstermektedir.

(3.19) eşitliğinde denekler t zamanlarında t_{ij} kez gözlenmişlerdir. Buna göre $j=1, \dots, n_j$ olmaktadır.

Farklar vektörü aşağıdaki gibi tanımlanmış olsun:

$$S_i = y_i - \mu_i \quad (3.20)$$

Quasi-likelihood fonksiyonu longitudinal veri seti dikkate alındığında, (3.20) eşitliğindeki S_i vektörü de kullanılmak üzere, regresyon parametrelerinin tahmini aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\sum_{i=1}^K D_i^T V_i^{-1} S_i = 0 \quad (3.21)$$

Burada; $D_i = \frac{\partial \mu_i}{\partial \beta}$ olarak tanımlanan vektörünü ($\mu_i = (\mu_{i1}, \dots, \mu_{im})'$)

V_i , (3.19) eşitliğinde tanımlanan kovaryans matrisini $i=1, \dots, K$ olmak üzere denekleri göstermektedir.

İki şıklı yanıt değişkeninin bulunduğu durumlar için GTD sonucunda artıklar şu şekilde hesaplanır:

$$r_{ij} = \frac{Y_{ij} - \mu_{ij}}{\sqrt{V(\mu_{ij})}} \quad (3.22)$$

Burada $V(\mu_{ij}) = \mu_{ij}(1 - \mu_{ij})$ olarak tanımlanmaktadır.

3.3.3. Çok şıklı yanıt dağılımı için GTD yöntemi ile regresyon katsayılarının tahmini

Prentice 1988 yılında iki şıklı yanıt değişkeni için geliştirilen GTD'ni çok şıklı yanıt için genelleştirmiştir. Bu genellemeyi yanıt değerlerinin koşullu dağılımına dayandırmıştır [69]:

$$P(Y_i | Y_1, \dots, Y_{i-1}, x), \quad i = 1, \dots, n \quad (3.23)$$

(3.23) fonksiyonu dikkate alınarak birikimli logit bağlantı fonksiyonu kullanıldığında, GTD istenilen regresyon katsayılarını verecektir.

K tane denek üzerinde çalışıldığı ($k=1, \dots, K$) ve $t=1, \dots, d$ zamanlarında gözlemlenen yanıt değişkeninin $g=1, \dots, r$ kategorilerine sınıflandırıldığı, aynı zamanda eş değişkenler vektörünün tüm t zamanlarında her bir denek üzerinde ölçümlendiği varsayalım. Her bir denek için yanıtlar değişkenlerin $d \times 1$ vektörü olarak tanımlanırlar [70]:

$$Y_k = (Y_{k1}, \dots, Y_{kr}, Y_{k1}, \dots, Y_{kd})'$$

Burada eğer k . denek t zamanında sınıflandırılmışsa $Y_{ktg}=g$ olarak yazılır. Bunun dışında Y_k 'nin elemanları $r \times d$ boyutlu belirleyici değişkenler vektörünü tanımlamada kullanılır:

$$Y_k = (Y_{k11}, \dots, Y_{k1r}, Y_{k21}, \dots, Y_{k2r}, \dots, Y_{kdr})'$$

Bu terimler için de aşağıdaki koşullar geçerlidir:

$$Y_{ktg} = \begin{cases} 1 & \text{eğer } Y_{kt} = g \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

$\sum \pi_{ktg} = 1$ olmak üzere k. denek için Y_k 'nın marjinal beklenen değeri şöyle ifade edilir:

$$\pi_k = (\pi_{k11}, \dots, \pi_{k1r}, \pi_{k21}, \dots, \pi_{k2r}, \dots, \pi_{kdr})' \quad (3.24)$$

L daha önceden tanımlanmış bağlantı fonksiyonu olmak üzere (genellikle sıralı yanıt değişkeni olduğunda kümülatif logit seçilir) GTD modeli aşağıdaki gibi yazılır:

$$L_{ktg}(\pi_k) = X'_{ktg} \beta \quad (3.25)$$

Buradan da regresyon katsayılarının GTD tahmincileri aşağıdaki fonksiyonla bulunacaktır:

$$U(\beta) = \sum_{k=1}^K D'_k V_k^{-1} (Y_k - \pi_k) = 0 \quad (3.26)$$

İki şıklı yanıt değişkeni olduğu durumdakine benzer şekilde D matrisi şöyle yazılır:

$$D_k = \frac{\partial \pi_k}{\partial \beta} \quad (3.27)$$

Eşitlik (3.27)'ye bağlı olarak varyans tahminleri de aşağıdaki gibidir [70]:

$$\text{cov}(Y_{ktg}, Y_{kt'g'}) = \begin{cases} \pi_{ktg}(1 - \pi_{ktg}) & \text{eğer } t = t', g = g' \\ -\pi_{ktg}\pi_{kt'g'} & \text{eğer } t = t', g \neq g' \\ \frac{\text{cov}(Y_{ktg}, Y_{kt'g'})}{[\pi_{ktg}(1 - \pi_{ktg})\pi_{kt'g'}(1 - \pi_{kt'g'})]^{1/2}} & \text{eğer } t \neq t', g \text{ veya } g' \end{cases} \quad (3.28)$$

Yine iki şıklı yanıt değişkeninin bulunduğu durumlarda olduğu gibi kovaryans matrisi ilişkinin yapısına bağlı olarak şekillenecektir.

3.3.4. Parametrelerin yorumu

GTD parametre tahminleri olasılıklar oranına dayandırılmakta ve böylece daha kolay yorumlamalar yapılabilmektedir [71]. Buna göre iki şıklı yanıt söz konusu olduğunda;

$$(\theta_{ik}) = \frac{\exp\{\alpha + \sum_{k=1}^t \beta_k x_{ikt}\}}{1 + \exp\{\alpha + \sum_{k=1}^t \beta_k x_{ikt}\}} \quad (3.29)$$

α , regresyon denkleminin sabit terimi ve β regresyon katsayısıdır. Matris gösterimiyle;

$$(\theta_{ik}) = \frac{\exp(X'_{ik} \beta)}{1 + \exp(X'_{ik} \beta)} \quad (3.30)$$

olarak yazılabilir. Olasılıklar aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\frac{(\theta_{ik})}{1 - (\theta_{ik})} = \exp\{\alpha + \sum_{k=1}^t \beta_k X_{ikt}\} \quad (3.31)$$

Her iki tarafın da logaritmalarının alınmasıyla doğrusal model aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\log\left\{\frac{(\theta_{ik})}{1 - (\theta_{ik})}\right\} = \alpha + \sum_{k=1}^t \beta_k X_{ikt} \quad (3.32)$$

Çok şıklı yanıt değişkeninin bulunduğu durumda da aynı yolla katsayılar yorumlanacaktır. Bu durumda iki şıklı yanıt değişkeninin bulunduğu durum için yazılan (3.32) eşitliği aşağıdaki gibi olacaktır [3]:

$$\text{logit}(\theta_{ikt}) = \alpha_k + X'_{ik} \beta_k \quad (3.33)$$

Yukarıdaki eşitlikler dikkate alınarak bilgisayar programlarından doğrudan elde edilen sabit terim ve katsayıların yorumları olasılıklar oranına dayandırılır. Buna göre kümülatif olasılıklar oranı (3.34) eşitliğindeki gibi hesaplanır:

$$\theta_{kt} = e^{\alpha_t + \sum_{k=1}^t \beta_{kt}} \quad (3.34)$$

Tek başına göze olasılıklar oranı aşağıdaki gibi bulunur:

$$\theta_{kt} = \frac{e^{\alpha_t + \sum_{k=1}^t \beta_{kt}}}{1 + e^{\alpha_t + \sum_{k=1}^t \beta_{kt}}} \quad (3.35)$$

Belirli bir göze için olasılık ise olasılıklar oranı farkıyla elde edilir:

$$\pi_k = \theta_{kt} - \theta_{(k-1)t} \quad (3.36)$$

Gözelerin sayısı yanıt değişkeninin ve denemelerin şıklarının sayısına göre belirlenecektir. Yukarıdaki anlatımlardan 2 şıklı bir yanıt değişkeni ile çalışılıyorken 2 sütunlu bir kontenjans tablosu elde edileceği açıktır.

Bu parametre tahminlerinin yorumlanmasında dikkat edilmesi gereken bir diğer önemli nokta modelin bir marjinal model mi yoksa rassal etkiler modeli mi olduğudur. Eğer marjinal model söz konusuysa yorumlar anakütle ortalamalarına göre yapılmalı, rassal etkiler modeliyse deneğe göre yapılmalıdır [62].

3.3.5. GTD'de varyansların belirlenmesi

GTD yönteminde varyans (V_i) çalışılan varyans matrisi olarak adlandırılır. Çünkü parametre tahminlerinin tutarlı olması için varyansın doğru belirlenmesi şartı yoktur. Önemli olan eşitlik (3.26) ile verilen modelin hatasız belirlenmesi ve çok fazla sayıda eksik gözlemin olmamasıdır [72].

Regresyon katsayılarının varyanslarının tutarlı tahminçileri, model temelli (model-based) varyans tahminçileri olarak adlandırılırlar [73]:

$$\text{Var}_{\text{mod}}(\hat{\beta}) = H_1 \quad (3.37)$$

Burada H_1 aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$H_1 = \left(\sum_{i=1}^K \mathbf{D}_i' \mathbf{V}_i^{-1} \mathbf{D}_i \right)^{-1} \quad (3.38)$$

Burada $\mathbf{D}_i$ matrisi eşitlik (3.21)'de tanımlandığı gibidir. ($\mathbf{D}_i = \frac{\partial \boldsymbol{\mu}_i}{\partial \boldsymbol{\beta}}$)

Korelasyon yapısı GTD yönteminde her zaman doğru olarak belirlenemediğinden bu varyans tahminine alternatif olarak sağlam (robust), deneysel ya da sandviç varyans tahmini adı ile yeni bir varyans tahmini geliştirilmiştir [48]:

$$\text{Var}_{\text{rob}}(\hat{\beta}) = H_1 H_2 H_1 \quad (3.39)$$

Buradaki H_2 fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$H_2 = \left\{ \sum_{i=1}^K \mathbf{D}_i' \mathbf{V}_i^{-1} (\mathbf{Y}_i - \boldsymbol{\mu}_i)(\mathbf{Y}_i - \boldsymbol{\mu}_i)' \mathbf{V}_i^{-1} \mathbf{D}_i \right\} \quad (3.40)$$

Eğer ilişki göz ardı edilirse $\text{Var}_{\text{rob}}(\hat{\beta})$, $\text{Var}(\hat{\beta})$ 'nın tutarlı tahmincisidir. Eğer ilişki modeli doğruysa sadece $\text{Var}_{\text{mod}}(\hat{\beta})$ tutarlıdır [49]. Korelasyon yapısı doğru tahmin edildiyse $H_1=H_2$ olacaktır ve bu durumda asimptotik varyans H_1 ile ifade edilebilir. Bu da model temelli varyansın tahmin edildiği anlamına gelir.

Korelasyon yapısı doğru belirlense bile, orta büyüklükteki örneklerle çalışıldığı durumlarda deneysel varyans tahmini tutarlı olmayan sonuçlar verebilir. Bu nedenle deneysel varyans tahmini büyük örneklerle çalışıldığında korelasyon yapısı dikkate alınmaksızın kullanılabilir [49, 74].

Terimlerin birbirinden tamamen bağımsızlığı varsayımı altında sabit terim parametresi logistik regresyon kullanılarak elde edilebilir. Burada varsayım altında logistik regresyon yöntemi ile elde edilen parametreler GTD tekniği ile elde edilen parametrelerle aynıdır. Bu yöntemde varyans tahmini ise aşağıdaki gibi olur:

$$\text{var}_{\text{ind}}(\hat{\beta}) = \left(\sum_{i=1}^K \mathbf{D}_i' \Sigma_i^{-1} \mathbf{D}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^K \mathbf{D}_i' \Sigma_i^{-1} \mathbf{V}_i \Sigma_i^{-1} \mathbf{D}_i \right) \left(\sum_{i=1}^K \mathbf{D}_i' \Sigma_i^{-1} \mathbf{D}_i \right)^{-1} \quad (3.41)$$

Burada; $\Sigma_i = \mathbf{A}_i$ matrisini

$\mathbf{V}_i$ ise gerçek kovaryans matrisini göstermektedir.

3.3.6. GTD'de korelasyon yapısının belirlenmesi

GTD yaklaşımında, tutarlı ve asimptotik normal dağılım özelliklerini sağlayan regresyon katsayı tahminlerini ya da tutarlı varyans tahminlerini elde edebilmek için çalışılan korelasyon matrisinin doğru belirlenmesi gerekmektedir. Birim sayısının çok fazla olduğu durumlarda asimptotik özellikler sağlanır, tutarlı ve etkin tahminler elde edilebilir. Bu gibi durumlarda bile korelasyon yapısının doğru tahmin edilmesi etkinlikte artan bir kazanca neden olur [49].

GTD yönteminde bütün denekler için aynı korelasyon yapısının benimsenmiş olması şart değildir. Sabit bir korelasyon yapısının benimsenebilmesi, sadece eksik gözlemlerin tamamen rassal olması durumunda gerçekleşecektir. Dolayısıyla uygulamada her bir denek için gözlem sayısı eşit

olmadığından, eksik gözlemlerde rassallığın sağlanması koşulu ile bu ilişkinin tüm denekler için sabit olduğu varsayılır [64, 75].

Eşitlik (3.19) dikkate alınarak $R(\alpha)$ aşağıdaki gibi yazılabilir [50]:

$$R(\alpha) = \begin{bmatrix} A_{i1}^{-1/2} V_{i1} A_{i1}^{-1/2} & \rho_{i12} & \cdots & \rho_{i1t} \\ \rho_{i21} & A_{i2}^{-1/2} V_{i2} A_{i2}^{-1/2} & \cdots & \rho_{i2t} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \rho_{it1} & \rho_{it2} & \cdots & A_{it_i}^{-1/2} V_{it_i} A_{it_i}^{-1/2} \end{bmatrix} \quad (3.42)$$

Burada; $R(\alpha)$ matrisi $(K-1) \times (K-1)$ boyutludur. Matrisin köşegen elemanlarının $\text{Corr}(Y_{ikt}, Y_{ikt})=1$ olacağı açıktır. Köşegen dışında kalan elemanların modellenmesi önemlidir. Genel olarak ilişki (3.43) eşitliği ile verilir [63]:

$$\begin{aligned} \text{Corr}(Y_{ijt}, Y_{ikt}) &= \frac{\text{cov}(Y_{ijt}, Y_{ikt})}{\{\pi_{ijt}(1-\pi_{ijt})\pi_{ikt}(1-\pi_{ikt})\}^{-1/2}} \\ &= \frac{-\pi_{ijt}\pi_{ikt}}{\{\pi_{ijt}(1-\pi_{ijt})\pi_{ikt}(1-\pi_{ikt})\}^{-1/2}} \end{aligned} \quad (3.43)$$

Ancak korelasyon yapısı verilere bağlı olarak tanımlanmalıdır. Bu yolla köşegen dışındaki elemanların tanımı da değişecektir. GTD’de yer alan farklı korelasyon yapıları şunlardır:

3.3.6.1. Yapılandırılmamış korelasyon

Genel olarak kümelerdeki gözlem sayıları çok azken, eksik gözlem bulunmaması durumunda uygun korelasyon yapısı yapılandırılmamış (unstructured) korelasyon yapısıdır [72]. Örneklem yeterince büyük olduğunda yapılandırılmamış korelasyon yapısı kullanıldıysa tahminler tutarlı olacaktır.

Diğer taraftan aynı denemelerde yanıt değişkeni çok farklı değerler alıyorken yine yapılandırılmamış korelasyon kullanılmasında fayda vardır [49].

$$R_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{eğer } i = j \\ \rho_{ij} & \text{d.d.} \end{cases}$$

$$R(\alpha) = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{1,2} & \cdots & \rho_{1,t} \\ \rho_{1,2} & 1 & \cdots & \rho_{2,t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{1,t} & \rho_{2,t} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (3.44)$$

Araştırmacı yapılandırılmamış korelasyon yapısı için $t(t-1)$ tane parametre belirlemelidir.

3.3.6.2. Bağımsız korelasyon yapısı

Birim sayısı çok fazla olduğunda değişkenler arasında bağımsızlık varsayımı kullanılabilir. Bu durumda dikkat edilmesi gereken eksik gözlemlerin mümkün olduğunca az sayıda ve tamamen rassal olmasıdır.

Birim sayısı az ancak her bir kümedeki tekrarlı gözlem sayısı fazla olduğu durumlarda da doğru korelasyon yapısının belirlenmesi ile etkinlikte biraz kazanç sağlanabilir. Bu durumda yine uygun korelasyon yapısı bağımsız korelasyon yapısıdır [49].

Bağımsız korelasyon yapısı aşağıdaki gibi tanımlanır [43]:

$$R_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{eğer } i = j \\ 0 & \text{d.d.} \end{cases}$$

$$R(\alpha) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (3.45)$$

Korelasyon yapısı tanımlanırken bağımsızlık varsayımı dikkate alındığından burada herhangi bir parametrenin tahmin edilmesine gerek yoktur.

3.3.6.3. Exchangeable (değiştirilebilir) korelasyon yapısı

GTD’de en çok kullanılan korelasyon yapılarından biridir. Korelasyon yapısının belirlenmesi eşitlik (3.46) ile ilgilidir:

$$\rho_{ij} = \alpha^{|j-i|^k} \quad (3.46)$$

(3.46) eşitliğinde $k=0$ olması durumunda kullanılan korelasyon yapısı değiştirilebilir korelasyon yapısı olarak adlandırılır [76]. Bir diğer ifade ile $\rho_{12} = \rho_{13} = \dots = \rho_{ij}$ olmak üzere longitudinal çalışmanın tüm değişkenlerine ilişkin korelasyonun birbirine eşit olduğu söylenir [63]. Bu durum çoğu zaman longitudinal verilerde gözlemlerin çok kısa aralıklarla elde edildiği durumlarda gerçekleşebilir.

Tekrarlı gözlemlerin olduğu durumlarda gözlemlerin elde edilmesinde mantıklı bir sıra söz konusu değilse yine değiştirilebilir korelasyon yapısı uygundur.

Bağımsız korelasyon yapısının benimsendiği durumlarda gerçekte yanlılığın maksimum olduğu varsayılır. Genel olarak değiştirilebilir korelasyon yapısının kullanıldığı durumlarda bu yanlılık minimumdur diye düşünülür. Oysa bağımsız korelasyon yapısı yerine değiştirilebilir korelasyon yapısının kullanılmasıyla ortaya çıkan yanlılık maksimumdur [77].

Tüm gözlemlerde korelasyonun aynı olduğu değiştirilebilir korelasyon yapısı eşitlik (3.47)’de verildiği gibidir:

$$R_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{eğer } i = j \\ \rho & \text{d.d.} \end{cases}$$

$$R(\alpha) = \begin{bmatrix} 1 & \alpha & \dots & \alpha \\ \alpha & 1 & \dots & \alpha \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha & \alpha & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (3.47)$$

Bütün değişkenler için korelasyon katsayılarının eşit olduğu düşünüldüğünden tahmin edilmesi gereken parametre sayısı 1'dir.

3.3.6.4. Otoregresif korelasyon yapısı

Çoğu longitudinal veri analizinde verilerin ard arda gözlemlenmesi nedeniyle birinci dereceden otoregresif korelasyon meydana gelir. Bu durum (3.46) eşitliğinde $k=1$ olması ile ifade edilir. GTD'de çok sık kullanılan korelasyon yapılarından biridir.

Genel olarak birbirine yakın zamanlarda gözlemlenmiş birimler arasında yüksek derecede korelasyonun olması beklenen bir durumdur. Uzun zaman aralıklarıyla elde edilen veriler genellikle daha az ilişkilidirler. Kısa zaman aralıklarıyla elde edilen verilerde bu nedenle otoregresif korelasyon yapısı en uygun korelasyon yapısıdır. Nitekim bir önceki veri seti için elde edilmiş korelasyon katsayısını da dikkate alır [76].

Otoregresif korelasyon yapısı için çalışılan korelasyon matrisi eşitlik (3.48)'de olduğu gibidir.

$$R_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{eğer } i = j \\ \rho^{|j-i|} & \text{d.d.} \end{cases}$$

$$R(\alpha) = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \dots & \rho^{t-1} \\ \rho & 1 & \dots & \rho^{t-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho^{t-1} & \rho^{t-2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (3.48)$$

Bir önceki korelasyon katsayısı da dikkate alındığından elde edilen parametre sayısı 1'dir [72].

3.3.6.5. M-bağımlı korelasyon yapısı

Bu korelasyon yapısı durağan korelasyon yapısı olarak da adlandırılmaktadır. Zamana bağlı olmaksızın elde edilmiş veri setleri için

korelasyonun, gözlemler arasındaki zamanın bir fonksiyonu olduğunu düşünerek uygun korelasyon yapısına karar vermek mantıklıdır. Bu durumda M-bağımlı korelasyon yapısı benimsenebilir.

Eş değişkenlerin zamana göre durağan olduğu çalışmalarda uygun korelasyon yapısı yine M-bağımlı korelasyon yapısıdır [78].

M-bağımlı korelasyon yapısının benimsendiği durumlarda çalışılan korelasyon matrisi eşitlik (3.49)'da olduğu gibidir:

$$R_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{eğer } i=j \\ \rho_{(i-j)} & i-j \leq m \\ \rho_{ij} = 0 & i-j > m \end{cases}$$

$$R(\alpha) = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{t-1} \\ \rho_1 & 1 & \cdots & \rho_{t-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{t-1} & \rho_{t-2} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (3.49)$$

(3.49) eşitliğinde küme boyutuna ve belirlenen m değerine bağlı olarak korelasyon matrisinin bazı elemanları "0" değerini alacaklardır. Belirlenecek m değeri küme boyutundan küçük olmalıdır.

M-bağımlı korelasyon yapısı için belirlenmesi gereken parametre sayısı $0 < M \leq t-1$ olarak tanımlanır [72].

3.3.6.6. Sabit korelasyon yapısı

Hesaplanan korelasyon katsayıları ile korelasyon matrisi oluşturulduğundan veri sayısının çok fazla ve tekrar sayısının az olduğu çalışmalarda kullanılır. Az kullanılan korelasyon yapılarından biridir. Bu durumda benimsenen korelasyon matrisi eşitlik (3.50)'deki gibidir.

$$R_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{eğer } i=j \\ r_{i,j} & \text{d.d.} \end{cases}$$

$$R(\alpha) = \begin{bmatrix} 1 & r_{1,2} & \cdots & r_{1,t} \\ r_{1,2} & 1 & \cdots & r_{2,t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{1,t} & r_{2,t} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (3.50)$$

Sabit korelasyon yapısında parametre tahmini yapılmaz [72].

Bunlar dışında üssel korelasyon yapısı tanımlanmıştır. Ancak bu korelasyon yapısının kullanımı çok azdır ve henüz bilgisayar programlarında çözümlemesi yapılamamaktadır.

Kullanılacak korelasyon yapısına karar verirken benimsenen yollardan biri, uygun görülen birkaç korelasyon yapısını denemek ve daha sonra model temelli varyansa en yakın deneysel varyansı veren korelasyon yapısını seçmektir.

3.3.7. GTD yönteminde uyum iyiliği

GTD yönteminde uyum iyiliği GTD yöntemi değerine ya da Wald istatistiğine dayanmaktadır. Bu konuda bir süreç Horton ve ark. [79] tarafından geliştirilmiştir. Her iki istatistik, $(G-1)$ serbestlik derecesiyle (G = grup sayısı) ki-kare dağılımı göstermektedir. H_0 hipotezi modelin önerilen modele uygun olduğu şeklindedir.

Sadece regresyon katsayılarının tahminin gerektirdiğinden GTD yöntemi istatistiği daha kolay elde edilebilmektedir. Ayrıca simulasyon çalışmaları göstermiştir ki GTD yöntemi istatistikleri daha iyi küçük örneklem istatistikleri sonuçları vermektedir. Ayrıca asimptotik özelliklerin sağlanamayacağı kadar küçük örneklemlemlerle çalışılıyorken Wald istatistiği kullanılamaz, ancak GTD yöntemi istatistiği kolayca hesaplanabilir [79].

GTD yönteminde $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_{G-1} = 0$ ve $\gamma = [\gamma_1, \dots, \gamma_{G-1}]$ olarak tanımlansın. Alternatif hipotez ise bu vektörün 0'a eşit olmadığı şeklindedir ($H_1: \gamma \neq 0$). Buna göre GTD yöntemi vektörü eşitlik (3.51)'de olduğu gibidir:

$$u(\beta, \gamma) = \begin{bmatrix} u_1(\beta, \gamma) \\ u_2(\beta, \gamma) \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} D'_{1i} V_i^{-1} [y_i - p_i(\beta, \gamma)] \\ D'_{2i} V_i^{-1} [y_i - p_i(\beta, \gamma)] \end{bmatrix} \quad (3.51)$$

Burada yer alan iki vektör ise aşağıda tanımlanmıştır:

$$D_{1i} = \frac{\partial [p_i(\beta, \gamma)]}{\partial \beta} \quad (3.52)$$

$$D_{2i} = \frac{\partial [p_i(\beta, \gamma)]}{\partial \gamma} \quad (3.53)$$

$\tilde{\beta}$, tanımlanan H_0 hipotezi altında β 'nın tahminidir. Logit bağlantı fonksiyonu kullanıldığında (3.52)'nin ilk satırı aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\frac{\exp(\beta_0 + \beta'_1 x_{it} + \gamma' I_{i1})}{(1 + \exp(\beta_0 + \beta'_1 x_{it} + \gamma' I_{i1}))^2} (1, x_{i11}, x_{i12}, \dots, x_{i1p}) \quad (3.54)$$

Aynı şekilde (3.53)'ün ilk satırı ise şöyledir:

$$\frac{\exp(\beta_0 + \beta'_1 x_{it} + \gamma' I_{i1})}{(1 + \exp(\beta_0 + \beta'_1 x_{it} + \gamma' I_{i1}))^2} (1, I_{i11}, I_{i12}, \dots, I_{i1p, G-1}) \quad (3.55)$$

Genel olarak GTD yöntemi istatistiği aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\chi^2 = u(\tilde{\beta}, 0)' \{ \text{var} [u(\tilde{\beta}, 0)] \}^{-1} u(\tilde{\beta}, 0) \quad (3.56)$$

Ancak GTD yönteminde $\tilde{\beta}$ 'yı $u_1(\tilde{\beta}, 0) = 0$ eşitliğinde elde ettiğimiz için büyük örneklem varsayımı altında test istatistiği şöyle olacaktır:

$$\chi^2 = u_2(\tilde{\beta}, 0)' \{ \text{var} [u_2(\tilde{\beta}, 0)] \}^{-1} u_2(\tilde{\beta}, 0) \quad (3.57)$$

Anlamlı GTD yöntemi istatistiği dikkate alınmamış bir miktar değişkenliğin hala yer aldığını gösterir.

GTD yönteminde hem model temelli hem de deneysel varyanslar göz önüne alınarak, yeterince büyük örneklerle çalışılıyorken, doğru korelasyon yapısının belirlenmediği durumlarda deneysel varyanslar için hesaplanan uyum

iyiliği testleri daha güçlü sonuçlar vermektedir. Aynı şartlarda daha küçük örneklemeler varken model temelli varyans daha güçlü uyum iyiliği test istatistikleri vermektedir. Bir başka ifade ile I. tip hata küçülmektedir [80, 81].

3.3.8. Eksik gözlem durumunda GTD yöntemi

Klinik çalışmalarda tekrarlı gözlemlerin elde edilmesi gerektiği durumlarda çok kez eksik gözlemlerle karşılaşılabilir. Her bir denek tüm zamanlarda gözlemlenemeyebilir. Veri sayısının çok fazla olduğu çalışmalarda genellikle eksik gözlemlerin olduğu gözlemler çalışma dışı bırakılır. Oysa bu durum yanlılığa ve etkin olmayan parametre tahminlerine sebep olabilir [77, 82].

Denekler kısmen gözlemlenebildiğinde, eksik gözlemler sadece eş değişkene bağımlıysa GTD yönteminde tutarlı parametre tahminleri geliştirirler. Eksikliğin ve ölçüm işleminin birbirinden bağımsız olduğu bu durum, tamamen rassal eksik gözlem varsayımına karşı gelir [77, 83].

Eğer yanıt değişkeninin ilk momentleri doğru belirlendiyse marjinal parametrelerin tutarlı tahminleri elde edilir. Ancak rassal eksik gözlem adı altında daha esnek bir yapı söz konusudur. Rassal eksik gözlem durumunda eksik gözlemler hem yanıt değişkeni hem de eş değişkenle ilişkili olabilir. Burada likelihood temelli metotların herhangi birinden tutarlı parametre tahminleri elde edilebilir.

GTD yönteminde zamana göre durağan eş değişkenlerin var olduğu durumlarda eksik gözlemler, modelin doğru belirlenmiş olup olmamasına ve eksik gözlemlerin sayısına bağlı olarak ihmal edilebilir.

Hem tamamen rassal eksik gözlemler durumu, hem de rassal eksik gözlemler durumu ihmal edilebilir. Tamamen rassal eksik gözlemler durumu sağlanamadığında ağırlıklı GTD yöntemine başvurulabilir [77]. Ancak korelasyon yapısı yanlış belirlendiğinde GTD yöntemi asimptotik olarak yanlıdır.

Pratikte verilerin %20'den fazlası eksikse GTD yönteminin kullanımı sakıncalıdır. Bu durumda ML daha etkin tahminler verebilir. Daha az sayıda eksik veri olduğunda, eksik gözlemler rassalsa GTD yöntemi kullanılmalıdır [84].

3.3.9. GTD yönteminin kullanımının avantajları

GTD yönteminin en önemli avantajı eş değişkenin bulunduğu modellerde çok kullanışlı olmasıdır. Nitekim eş değişkenlerle yanıt değişkeni arasındaki ilişki çok yüksekse, eş değişkenler modele alınmak zorunda kalınır. Longitudinal verilerin analizinde eş değişkenin de modelde bulunması durumunda GTD yöntemi en kullanışlı yöntemdir [85].

Eş değişkenlerin incelenmesinde hem küme olarak hem de gözlem olarak kullanışlıdır. Eş değişkenlerle gözlem olarak yanıt değişkeninin ilişkisini gösterdiği gibi küme (denek) olarak da ilişkiyi verir.

GTD yöntemi yanıt değişkeninin ya da eş değişkenlerin kategorik ya da sürekli olduğu durumlarda kullanılır. Buna karşın longitudinal verilerin analizinde daha önce kullanılan teknikler tüm değişkenlerin kategorik olmasını gerektirmekteydi [49].

GTD yönteminin kullanımının bir başka avantajı ise bu yöntem için çok az varsayımın yer almasıdır. Yanıt değişkeninin çok değişkenli normal dağılım gösterme zorunluluğunun olmaması, GTD yönteminin kullanım alanının çok yaygın olmasına neden olmaktadır. Bir başka ifade ile maksimum benzerlik tekniğinin kullanılmadığı durumlarda GTD yöntemi uygundur. Yanıt değişkeninin dağılımının bilinmesine ihtiyaç yoktur [49]. Çoğu zaman maksimum benzerliğe oranla etkinlik kaybı minimumdur. Bu nedenle maksimum benzerliğin kullanılmadığı durumlarda etkinlikte büyük kayıp yaşanmaksızın kullanılabilir. Maksimum benzerlik tekniğinin kullanılabileceği durumlarda bile, daha kolay olması nedeniyle tercih edilebilir [48].

Yanıt değişkeninin eksik gözlemlerden bağımsız olması GTD yönteminin bir başka avantajıdır. Bu avantaj marjinal dağılımın dikkate alındığı tüm tahmin tekniklerinde geçerlidir [86]. Marjinal dağılan verileri modellemede maksimum benzerliğe oranla, eksik gözlemlerdeki esnekliği ve aynı zamanda süreçteki kolaylığı nedeniyle en çok kullanılan tekniktir [87, 88].

GTD yönteminde gözlem değerleri arasındaki korelasyon da dikkate alındığından, etkinlikte kazanç sağlanmaktadır. Bu kazanç, ilişkinin de derecesine bağlı olarak %5-10 arasında değişmektedir [89].

3.3.10. GTD yönteminin kullanımının dezavantajları

Her şeyden önce GTD'nin kullanımı için örneklemin oldukça büyük olması gerekmektedir. Longitudinal çalışmalarda $K < 40$ durumlarında sağlıklı sonuçlar alınamamaktadır. Orta büyüklükte ya da büyük örneklemle çalışılmalıdır. Ayrıca her bir kümede gözlem sayısı konusunda da dikkatli olunmalıdır. Kümelerdeki gözlem sayılarının eşit olması zorunluluğu yoktur. Pek çok klinik ve epidemiyolojik çalışmada çok fazla küme olmakla birlikte her kümede çok fazla gözlem olmaktadır. Gözlemlerin çok fazla arttığı durumlarda kümelerin sayısının da buna oranla artırılmasında fayda vardır.

(3.26) eşitliği ile verilen tahmin fonksiyonunun birden fazla kökü olduğu durumlarda yanlış olanı tercih etme ihtimali vardır. Bu da regresyon katsayılarının olduğundan çok farklı tahmin edilmesine neden olabilir [90].

Etkin olmayan sonuçların bu teknikle genellenmesi söz konusu olabilir. Bu durumdan kaçınmak amacıyla çok büyük örneklemle çalışmakta fayda vardır [48].

GTD yöntemi için benzerlik oranı gibi test istatistikleri yer almamaktadır. Bazı araştırmacılar böyle durumlar için likelihood-like function gibi fonksiyonlar oluşturmaktadırlar [48].

Wald istatistiği bazen çok sayıda denek gözlemlendiğinde bile zayıf olabilir. Diğer taraftan gruplandırılmamış veri setleri için geliştirilmiş bir uyum iyiliği test istatistiği yoktur [90].

GTD yönteminde tutarlı tahminler elde etmek, büyük ölçüde eksik veri varsayımlarına dayanmaktadır. Bu varsayımlar benzerlik fonksiyonlarında olanlardan daha katıdır. Öncelikle bu durumda eksik gözlem yanıt değişkeninden bağımsız olmalıdır [49].

3.3.11. GTD1 yöntemi ve GTD2 yöntemi

Orijinal GTD yöntemi, GTD1 yöntemi olarak adlandırılır. GTD1 yönteminde korelasyonlar önemli parametrelerdir ve korelasyonlar kullanılarak

tahmin edilen parametreler tutarlıdır. Bunlara alternatif bir yaklaşım 1990 yılında Prentice ve Zhao tarafından tanıtılmıştır [91].

GTD2 yöntemi tahminleri, kovaryans yapısı doğru tahmin edildiği sürece GTD1 yönteminden daha etkindirler. Kovaryans yapısının doğruluğu GTD2 yöntemi regresyon ve ilişki parametrelerinin tutarlı tahmin edilmesini etkilemeyecektir. Ancak bu tahminlerin etkinliğini etkiler.

Etkinliğin sağlanması kovaryans yapısının doğru belirlenmesinin yanı sıra orijinal GTD yönteminden daha zor bir süreci gerektirmektedir. Nitekim GTD1 yönteminde sadece 1. ve 2. momentlerin hesaplanması yeterli iken GTD2 yönteminde 3. ve 4. momentlerin de hesaplanmasına ihtiyaç vardır [91].

Yanıt değişkeni vektörü y_i i. kümeden $i = 1, \dots, K$ birimi gösteren vektör olsun. Küme boyutları n_i GTD1 yönteminde olduğu gibi farklı olabilir. Her bir küme için;

$$\mathbf{w}_i = (y_{i1}y_{i2}, y_{i1}y_{i3}, \dots, y_{in_i-1}y_{in_i})^2 \quad (3.58)$$

olarak tanımlansın. $\mu_i = E(y_i)$ ve $\eta_i = E(\mathbf{w}_i)$ olsun. Buradan yanıt değişkeninin beklenen değeri eşitlik (3.59)'daki gibi tanımlanır:

$$\begin{aligned} U(\delta) &= \sum_{i=1}^K \frac{\partial(\mu_i, \eta_i)}{\partial \delta} \text{cov}^{-1} \begin{pmatrix} y_i \\ \mathbf{w}_i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_i - \mu_i \\ \mathbf{w}_i - \eta_i \end{pmatrix} \\ &= \sum_{i=1}^K \mathbf{C}_i \mathbf{B}_i \mathbf{A}_i \end{aligned} \quad (3.59)$$

$K \rightarrow \infty$ iken $U(\delta)=0$ 'ın çözümü $\hat{\delta}$ asimptotik çok değişkenli normal dağılıma sahiptir. Ortalaması 0'dır. Varyansı ise eşitlik (3.60) ile bulunur:

$$\hat{\mathbf{V}}_{\hat{\delta}} = \left(\sum_{i=1}^K \mathbf{C}_i \mathbf{B}_i \mathbf{C}_i^t \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^K \mathbf{C}_i \mathbf{B}_i \begin{pmatrix} y_i - \mu_i \\ \mathbf{w}_i - \eta_i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_i - \mu_i \\ \mathbf{w}_i - \eta_i \end{pmatrix}^t \mathbf{B}_i \mathbf{C}_i^t \right) \left(\sum_{i=1}^K \mathbf{C}_i \mathbf{B}_i \mathbf{C}_i^t \right)^{-1} \quad (3.60)$$

(3.59) eşitliği GTD2 yöntemi olarak adlandırılır. GTD2 yönteminin tutarlılığı tamamen korelasyon yapısının doğru belirlenmesine bağlıdır. Buna göre kümelerin (deneklerin) sayısı küme boyutuna göre yeterince fazla olduğunda GTD1 yönteminin kullanılması uygundur. Eğer araştırmacı korelasyon yapısıyla özellikle ilgileniyorsa, bu durumda birkaç korelasyon yapısı denenerek doğru olanı seçilebilir ve bundan sonra GTD2 yöntemi uygulanabilir [58].

Yüksek dereceden momentlerin elde edilmesi mümkün olmadığı durumlarda GTD1 yöntemi tercih edilmelidir [91]. Etkinlik dikkate alınarak denek sayısı, her bir denek için alınan gözlem sayısına göre azsa GTD2 yöntemi yerine GTD1 yöntemi kullanılmalıdır [70].

3.3.12. Maksimum benzerlik yöntemi ile GTD yönteminin karşılaştırılması

GTD yöntemi ve parametre tahmininde kullanılan bir başka yöntem olan maksimum benzerlik (ML), her ikisi de longitudinal veri analizinde kullanılabilen yöntemlerdir. Ancak gerek kullandıkları veri setleri gerekse sonuçları açısından önemli farklılıklar göstermektedirler.

Her iki yaklaşım da çok değişkenli model yaklaşımının benimsendiği tahmin yöntemleridir. ML yanıt değişkeni bileşik çok değişkenli normal dağılım gösterdiğinde kullanılırken GTD yöntemi quasi-likelihooda dayanmaktadır ve sadece marjinal dağılımların modellenmesinde kullanılır [84].

Yanıt değişkeninin çok değişkenli normal dağılıma sahip olduğu durumlarda, dengeli bir tasarımla çalışılıyorsa, GTD tahmincisi ML tahmincisine indirgenir.

Genel olarak GTD yönteminde hata kareler ortalaması, ML tahmincilerinden daha büyük tahmin edilirler. Bu fark özellikle yanıt değişkeninin gözlem değerleri arasındaki korelasyon katsayısı azaldıkça büyür. Korelasyon ve örneklem hacmi arttıkça her iki tahminci için hata kareler ortalaması azalır [84].

ML tahmin yöntemi eksik gözlemlerin bulunduğu durumlarda tercih edilmemelidir. GTD yöntemi eksik gözlemlerin rassal olduğu durumlarda tutarlı ve etkin tahminler verir. Eksik gözlem yoksa ML ve GTD yöntemleri çok yakın sonuçlar verecektir. Her ikisi de aynı ölçüde etkindirler [92].

ML tahmincisi için β 'nın yanlış tahmini hem eksik gözlem durumunda hem de yanıt değişkeninin bileşik dağılımının yanlış belirlenmesi durumunda ortaya çıkabilir. Bu tür hatalara karşı ML yöntemi, GTD yöntemine göre daha hassastır. GTD yönteminde bu tür hatalar sadece eksik gözlemlerin rassal olmaması durumunda gözlenir [77].

Eksik gözlemlerin rassal olduğu durumlarda GTD yöntemi tahmincileri asimptotik olarak yansızdır. Korelasyon için model yanlış belirlendiği durumlarda ML tahmincisinin yanlışlığı minimumdur. Eksik gözlemler rassal olmadığı durumlarda GTD yöntemi tahmincisi yanlış olabilir [77].

3.3.13. Ağırlıklı en küçük kareler yöntemi ile GTD yönteminin karşılaştırılması

GTD yönteminden önce kesikli eş değişkenin bulunduğu longitudinal kategorik veri analizinde ağırlıklı en küçük kareler (AEKK) yöntemi kullanılmaktaydı [7, 70]. Koch ve ark. [31] tarafından önerilen metotla marjinal oranlar, marjinal logit, kümülatif logit ve ortalama değerler modellenilebilir. Genelleştirilmiş tahmin denklemleri yöntemi pek çok analizde kullanılmasına karşın AEKK yöntemi yoğunluk dağılımlarında yararlı bir yöntemdir [7]. AEKK yöntemi kesikli eş değişkenin tanımlandığı ve örneklemin yeterince büyük olduğu durumlar için GTD yönteminin özel bir hali olarak düşünülebilir.

Hem GTD yöntemi hem de AEKK tahmin yöntemleri yarı parametrik metotlardır ve her ikisi de marjinal yanıt fonksiyonlarının modellenmesi için kullanılırken ağırlıklı en küçük kareler algoritmasını dikkate alır. Ancak GTD yöntemi korelasyon yapısını dikkate alarak etkinlikte kazancın sağlandığı yöntemdir. AEKK ise deneysel kovaryans matrisi tahminini kullanan bir metot olarak gözlemlenebilir [7].

AEKK'in bir dezavantajı sürekli eş değişkenin varlığı durumunda kullanılamamasıdır. GTD yönteminde ise eş değişkenin sürekli ya da kesikli dağılım göstermesinin bir önemi yoktur [70].

Farklı kategorilerdeki birim sayıları az olduğunda karşılıklı sınıflandırmada her sınıfa az sayıda veri düştüğünden, AEKK tahminleri etkin değildirler [7, 70].

Farklı korelasyon yapıları denendiğinde, çalışma için tanımlanan doğru korelasyon yapıları olsa bile, bunlardan elde edilen sonuçların tümü AEKK tahminleri kadar etkin olmayabilir. Bu gibi durumlarda alternatif korelasyon yapılarının tümü denenmeli en etkin olanı tercih edilmelidir [49].

AEKK yönteminin kullanılması tasarlandığında, ancak çok sayıda verinin elde edilmesinin mümkün olmadığı durumlarda, GTD yönteminin kullanılması daha avantajlıdır [70].



4. ROMATİZMA HASTALARINA İLİŞKİN VERİLERİN GENELLEŞTİRİLMİŞ TAHMİN DENKLEMLERİ YÖNTEMİ İLE ANALİZİ

Bu bölümde bir grup romatizma hastasına uygulanan anketlere dayalı bir uygulama yapılmıştır. Veriler için uygun korelasyon yapısı tanımlandıktan sonra bu yapıya bağlı olarak regresyon katsayıları ve bunlara ait model-temelli ve deneysel standart hatalar ayrı ayrı belirlenmiştir. Daha sonra bunların tümü uygun bağlantı fonksiyonu dikkate alınarak yorumlanmıştır. Böylece 3. bölümde “Genelleştirilmiş Tahmin Denklemleri” yöntemi konusunda anlatılanlar uygulanmış ve analiz sonuçları ayrıntılı bir şekilde verilmiştir.

4.1. Uygulama İle İlgili Genel Bilgiler

Uygulama çalışmasında osteoarthritis (eklem iltihabı) romatizmasına sahip hastalara, tedavi süresince uygulanan anketlerden elde edilen veriler kullanılmıştır.

Eklem iltihabı romatizması eklem ağrıları, sızı ve hareketlerdeki azalma ve güçlük ile kendini gösterir. Doktorlar tarafından tedavi amacıyla genellikle ateş yapmayan fakat ağrı kesici ilaçların verildiği kronik bir rahatsızlıktır [93, 94]. Rahatsızlığın yaşla kuvvetli bir ilişkisi olduğu bilinmektedir. Nitekim daha çok 40 yaşını aşmış bireylerde görülmektedir [95]. Ancak yapılan bir epidemiyolojik araştırmanın sonuçlarına göre hastaların yaklaşık %10’u 15 ile 24 yaşları arasındadır [94]. Diğer taraftan 65 yaşını aşmış bireylerin %80’den fazlası eklem iltihabı hastasıdır [96].

Hastalık vücudun 48 ayrı eklemde gözlemlenebilir. Ancak bu çalışmada sağ diz, sol diz, sağ kalça ve sol kalça eklemleri olmak üzere, rahatsızlığın en yaygın olarak rastlandığı 4 eklem alınmıştır. Çalışmada rahatsızlığın bulunduğu eklem konumu zamana göre durağan eş değişken olarak tanımlanmış ve hedef eklem olarak adlandırılmıştır.

Bu çalışmada çift kör deney yapılmış, 2x2 çapraz tasarımı kullanılmıştır. Bir çapraz tasarım, farklı zaman periyotlarında farklı denemelerin uygulandığı deneklerin bulunduğu bir longitudinal çalışmadır [97].

Çapraz tasarımla deneklere ard arda uygulanan denemelerin ardışık etkisinin yanı sıra denekten deneye farklılıkların da gözlemlenmesi mümkündür [97, 98]. Çapraz tasarımların bir diğer avantajı, denekler arasındaki değişkenliğin, denekler içindeki değişkenliğe göre büyük olduğu durumlarda denemelerin ters çevrilmesiyle bu değişkenliğin indirgeneceğidir. Bir başka deyişle rassal olarak atanamayan gruplar için rassallık, çapraz tasarımla büyük ölçüde sağlanmış olur [99, 100].

Çapraz tasarımların en önemli dezavantajı ise ilk deneme etkisinin 2. periyoda taşınması riskidir. İlk periyot sonuçlandığında çalışmaya bir süre ara verilir ve denegin uygulanan deneme etkisinden arınması beklenir (wash-out period). Bu süre çalışmanın niteliğine göre belirlenir, ancak çoğu zaman çalışmayı uzatmasının yanı sıra maliyeti arttırdığından bir dezavantaj olarak görülür. Bazı çalışmalarda verilen araya rağmen 1. periyottaki deneme etkisinin 2. periyoda taşınması riski devam eder. Bu gibi durumlarda başvuru olan 2 yoldan biri çalışmayı 1. periyot sonunda kesmek, ikincisi ise taşınan etkinin çalışmayı etkilemeyeceği varsayımını yapmaktır [101].

Bir 2x2 çapraz tasarımında notasyon ve yapı aşağıdaki gibidir [102]:

Tablo 4.1. Çapraz tasarım için notasyon ve yapı

Periyot	Grup I					Grup II				
	Deneme	Denekler				Deneme	Denekler			
		S_{11}	S_{12}	$\cdots$	S_{1n_1}		S_{21}	S_{22}	$\cdots$	S_{2n_2}
1	A	Y_{111}	Y_{121}	$\cdots$	$Y_{1n_1,1}$	B	Y_{211}	Y_{221}	$\cdots$	$Y_{2n_2,1}$
2	B	Y_{112}	Y_{122}	$\cdots$	$Y_{1n_1,2}$	A	Y_{222}	Y_{222}	$\cdots$	$Y_{2n_2,2}$

4.1.1. Anket Formlarının Niteliği

Anket formlarından ilki hastalığın niteliği ve hastanın demografik yapısının araştırıldığı formdur. 2. ve 4. anket formu ile 3. ve 5. anket formu çok sayıda ortak soru içermektedir. 2. ve 4. anket formları hastalığın şiddeti ile ilgilidir. 3. ve 5. anket formu kullanılan ilacın ne derece faydalı olduğuna ilişkindir.

Her biri 8 sayfadan oluşan anket formlarının 1. ve 2. sayfalardaki sorularla hastalığın şiddeti, hastanın yürüme, giyinme gibi yaşamsal aktivitelerini yürütüp yürütmediği, psikolojik rahatsızlığının olup olmadığı öğrenilmeye çalışılmıştır. 3. ve 4. sayfalardaki sorular ağrılarının şiddeti ve zamanları konusunda bilgi edinilmek için sorulmuştur. 5. ve 6. sayfalardaki sorular kısa sorulardır ve sosyal faaliyetler ve fiziksel fonksiyonlara ilişkindir. 7. ve 8. sayfalardaki sorular özellikle bu romatizmal hastalığın ortaya çıktığı eklemde işlevi ile ilgili bir cetvel üzerinde cevaplandırılan sorulardır.

4.1.2. Verilerin Elde Edilmesi

İlk muayene hastaların genel muayenesi, tanınması, bu çalışma için uygun olup olmadığının anlaşılması için yapılmıştır. Bu muayenenin sonunda uygun görülen hastalar kaydedilmiştir. Hastalara başka ilaç kullanmamaları şartıyla 3-7 gün içinde tekrar gelmeleri söylenmiştir. Bu 3-7 gün süre hastaların farklı ilaçların etkisinden arındığı süredir (wash-out period).

2. muayene çalışma başladıktan 1 hafta sonra gerçekleştirilmiştir. 227 hasta rassal olarak 2 gruba atanmıştır. Çalışma bir çift kör deneydir. Dolayısıyla hastalar atandıkları doktoru tanımadıkları gibi doktorlar da hastaları tanımamaktadırlar. 2. muayenenin sonunda hastalara kullanacakları ilaçlar verilmiş ve bu arada yine bir anket uygulanmıştır. Hastalara, atandıkları gruba göre arthroctec (diclofenac/misoprostol) veya acetaminophen (tylenol) almaları söylenmiştir. Çalışmada arthroctec kullanan grup deneme grubu, acetaminophen kullanan grup placebo grubudur. Hastalar belirli ilaçları 6 hafta kullandıktan sonra 3. muayene için çağırılmışlardır. Bu görüşmede hastalardan kullanılan ilacın

hastalığı ne derece iyileştirdiğine ilişkin bir anket formu doldurmaları istenmiştir. Önceki ilacın etkisinin bir sonraki periyoda taşınmaması amacıyla (carryover effect) hastalara 3-7 gün süreyle hiçbir ilaç kullanmamaları söylenmiştir (ikinci wash-out periyot)

Hastalar 1 hafta sonra 4. görüşmeye gelmişlerdir. Deneme ve plasebo grupları yer değiştirmiş ve hastalardan 45 gün süreyle verilen ilaçları kullanmaları istenmiştir. Belirlenen bu süre sonunda 5. görüşmeye gelen hastalar son anket formunu doldurmuşlardır.

Anket formundaki bazı sorular çalışmayı yürüten römötolog doktor tarafından cevaplandırılmıştır.

Buna göre çalışma 5 tekrarlı longitudinal çalışmadır. 2x2 çapraz tasarımı çift kör çalışma olarak oluşturulmuştur.

Çalışmaya 227 hasta katılmış, ilk periyodu 218 hasta tamamlamıştır. Çalışmanın 2. periyodunu tamamlayan hasta sayısı ise 181'dir.

Veriler Vanderbilt Üniversitesi, Tıp Fakültesi, Römötoloji Bölümü'nde 1999 Ocak- 2000 Ocak süresinde toplanmıştır.

4.1.3. Değişkenlerin Tanımlanması

Araştırmada anket formları çok geniş kapsamlı tutulmuş ve römötologlar hastalarındaki iyileşmeyi takip edecek pek çok soruya yer vermişlerdir. Genelleştirilmiş tahmin denklemlerinin bir uygulaması olması amacıyla bu anket sorularından 10 tanesi bağımlı değişken 6 tanesi de eş değişken olarak tanımlanmıştır. Bağımlı değişkenler genel olarak 4 ya da 5 şıklı sıralı ölçekli değişkenlerken açıklayıcı değişkenlerin bir kısmı durağan bir kısmı da zamana göre bağımlı eş değişkenlerdir.

Bağımlı değişkenler “ağrı şiddeti, iyileşme, kullanılan ilaç, yaşamsal aktiviteler, altı hafta sonunda gelişme, ilaçların yeterliliği, araştırmacıya göre iyileşme, aktivitede ağrı şiddeti, hareketlerde ortalama ağrı, ortalama sancı” olarak adlandırılmıştır. Eş değişkenler ise “yaş, medeni durum, çalışma durumu, eğitim durumu, cinsiyet ve hedef eklem”dir. Değişkenler ve şıkları ilerleyen bölümlerde ayrıntılı olarak açıklanmıştır.

4.1.4. Analiz

Uygulamada Vanderbilt Üniversitesi, Tıp Fakültesi, Römatojoloji Bölümü'nde Ocak 1999-Ocak 2000 tarihlerinde romatizma hastaları üzerinde yapılan anketler analiz edilmiştir. Anketlerde yer verilen 10 soru bağımlı değişken, 6 soru da eş değişken olarak tanımlanmıştır. 5 tekrarlı longitudinal verilere 2x2 çapraz tasarımı uygulanmıştır. Verilere uygun ilişki yapısı belirlenmiş, genelleştirilmiş tahmin denklemleri ile regresyon katsayıları elde edilmiş, her katsayı için hem model-temelli hem de deneysel standart hatalar belirlenmiş ve sonuçlar ayrı ayrı yorumlanmıştır.

Analizde SAS paket programının 7.5 versiyonu kullanılmıştır.

4.2. Sonuçlar

Uygulama çalışmasındaki eş değişkenler (açıklayıcı değişkenler) medeni durum, cinsiyet, yaş, eğitim, hedef ve çalışma durumudur.

Medeni durum, hastanın yardım alıp almadığının belirlenmesi amacıyla sadece “evli ve bekar” olarak tanımlanmıştır.

Çalışma durumu da düzenli olarak çalışılıp çalışılmadığının ve çalışma, yaş ortalaması yüksek bireylerle yürütüldüğünden emekli olup olmadığının belirlemesi amacıyla “çalışıyor, emekli, emekli değil ama çalışmıyor” şeklinde analiz edilmiştir.

Eğitim durumu bitirilen okula göre değil alınan eğitimin yılına göre incelenmiştir. 12 yıldan az eğitim alanlar 1. grubu, 13-15 yıl arası eğitim alanlar 2. grubu, 16 yıldan daha fazla eğitim alanlar 3. grubu oluşturmaktadırlar. Romatizmanın hangi eklemdede olduğu çalışmada kullanılan bir başka eş değişkendir ve sağ diz, sol diz, sağ kalça ve sol kalça olmak üzere 4 şıktan oluşmaktadır.

Çalışmada kullanılan açıklayıcı değişkenlerin gruplara göre dağılımı Tablo 4.2’de olduğu gibidir:

Tablo 4.2. Eş değişken şıklarının deneme ve plasebo gruplarına göre yüzdeleri

Eş Değişkenler	Grup I (deneme grubu)	Grup II (plasebo grubu)
Ortalama yaş	62	61
Evli	%58	%56
Bekar	%42	%44
Düzenli çalışan	%23	%25
Emekli veya engelli	%46	%44
Çalışmayan	%31	%31
12 yıldan az eğitilmiş	%41	%50
13 yıldan fazla eğitilmiş	%59	%50
Bayan	%70	%71
Erkek	%30	%29
Sağ diz	%46	%46
Sağ kalça	%28	%33
Sol diz	%15	%11
Sol kalça	%11	%10

Çalışmanın tamamında, veri sayısı yeterince fazla olduğundan ve eksik gözlemlerin bağımsızlığı varsayımı benimsendiğinden bağımsız korelasyon yapısı dikkate alınmıştır. Ancak bu çalışmada denenmemekle birlikte exchangeable korelasyon yapısı da uygun bir yapıdır.

Bağlantı fonksiyonu olarak, bağımlı değişken, 5 şıklı sıralı kategorik değişken yapısında olduğundan kümülatif logit bağlantı fonksiyonu benimsenmiştir.

Her yanıt değişkeni öncelikle tanımlanmış ve soruların niteliği de dikkate alınarak açıklanmıştır. Bir önceki bölümde tanımlanan 10 farklı yanıt değişkeni 6 eş değişkenin her biri için ayrı ayrı GTD yöntemi ile tahmin edilmiş ve sonuçlar tablolar kullanılarak yorumlanmıştır.

Sözü edilen tablo gruplarından ilki bilgisayar çıktılarıdır. Çıktılar hem model temelli hem de deneysel standart hatalara göre ayrı ayrı elde edilmiş ve yorumlanmıştır. İkinci grup tablolar olasılıklar oranına ilişkindir. Bu tabloların gözeleri eşitlik (3.34) yardımıyla hesaplanmıştır. Eşitlik (3.35) kullanılarak birikimli olasılıklar elde edilmiştir. Bu amaçla hazırlanan tablolara eklerde ayrı

ayrı yer verilmiştir. Eşitlik (3.36) kullanılarak hesaplanan göze olasılıklarına ilişkin tablolara ve yorumların yine bu bölümde yer verilmiştir.

4.2.1. Ağrı şiddeti yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini

Her muayenede denekleri ağrılarının şiddeti sorulmuş, bir cetvel üzerinde ağrılarının şiddetini tanımlayan bir noktayı işaretlemeleri istenmiştir. Soru aşağıdaki gibi sorulmuştur:

“Son iki hafta boyunca ne kadar ağrı probleminiz oldu?”

Ağrı yok |-----| Çok şiddetli
bir ağrı var

Yukarıdaki cetvel dikkate alınarak yanıtlar 5 şıkta toplanmış ve 1’den 5’e kadar derecelendirilmiştir. Böylece 5 şıklı, sıralı ölçekli kategorik yanıt değişkeni oluşturulmuştur.

4.2.1.1. Ağrı şiddeti ve yaş

İlk olarak yaş eş değişkeni ele alınmıştır. Yaş bu çalışmadaki tek sürekli eş değişkendir. Bağımlı değişken ağrı şiddeti yaş ise açıklayıcı değişken olarak tanımlandığında, 5 şıklı bu yanıt değişkeni için regresyon katsayıları tahminleri ve model-temelli, deneysel standart hatalar aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

Tablo 4.3. Ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için tahminler, model-temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > Chisq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.6743	0.4084	18.21	2.7300	0.0987	-3.64	0.0003
Intercept2	0.2713	0.4068	0.05	0.4400	0.5048	0.20	0.8420
Intercept3	1.2850	0.4106	9.79	0.0018	0.4492	2.86	0.0042
Intercept4	2.4476	0.4278	32.73	<.0001	0.4715	5.15	<.0001
AGE	-0.0084	0.0063	1.78	0.1826	0.0070	-1.20	0.2313
trtmnt ARTH	0.6856	0.1713	16.02	<.0001	0.1330	5.15	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Yaş için hesaplanan katsayı -0.0084 'tür. $\alpha=0.05$ için bu katsayı anlamlı değildir ancak ağrı ile yaş arasındaki ters yönlü ilişkiyi göstermektedir. Buna göre yaş arttıkça ağrının şiddetinin azalması olasılığı artmaktadır.

Tablo 4.4. Ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı

YAŞ	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
1	Deneme	1,002904209	2,581834	7,114963	22,75534
1	Plasebo	0,505250971	1,300697	3,584432	11,46387

Tablo 4.4'te gösterildiği gibi herhangi bir yaştaki ve deneme grubunda (1. grupta) yer alan bir bireyin ağrısı hiç hissetmediğini belirtmesine karşın diğer şıkları işaretlemiş olması olasılığının oranı 1,003'tür. 1. veya 2. şıkları işaretlemiş olmasının 3., 4. veya 5. şıkları işaretlemiş olması olasılığına oranı 2,58'dir. Hastanın 1., 2. veya 3. şıkkı işaretlemiş olmasının 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olması olasılığına oranı 7,11'dir. Yanıtlayıcının 1., 2., 3. veya 4. şıkkı işaretlemiş olmasının olasılığının çok şiddetli bir ağrı var şıkkını işaretlemiş olması olasılığına oranı ise 22,76'dır.

Plasebo grubunda yer alan bir bireyin hiç ağrısı olmadığını ifade eden şıkkı işaretlemiş olması olasılığının diğer şıkları işaretlemiş olması olasılığına oranı 0,505'dir. Bu grupta yer alan herhangi bir hastanın 1. veya 2. şıkkı işaretlemiş olması olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olması olasılığına oranı 1,3'tür. 1., 2. veya 3. şıkkı işaretlemiş olması olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olması olasılığına oranı 3,58'dir. Yine plasebo grubundan herhangi bir hastanın 1., 2., 3. ve 4. şıkları işaretlemiş olması olasılığının çok şiddetli bir ağrı var şıkkını işaretlemiş olması olasılığına oranı 11,46387'dir.

Tablo 4.5. Ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları

YAŞ	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
1	Deneme	0,500724999	0,220088	0,155957	0,081133	0,042096
1	Plasebo	0,335658957	0,229690	0,216521	0,137898	0,080232

Tablo 4.5'e göre herhangi bir yaşta olan hastanın deneme grubundayken 1. şıkkı işaretlemiş olması olasılığı 0,5'dir. Deneme grubunda olanların 2. şıkkı

işaretlemiş olması olasılığı 0,22, 3. şıkkı işaretlemiş olması olasılığı 0,16, 4. şıkkı işaretlemiş olması olasılığı 0,081, 5. şıkkı işaretlemiş olması olasılığı ise 0,042'dir.

Plasebo grubunda olup 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,34, 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,23, 3. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,22, 4. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,14 ve 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,08'dir.

Sonuçlar incelendiğinde genel olarak deneme grubundaki bireylerin ağrılarının şiddeti plasebo grubunda yer alan bireylerin ağrılarının şiddetine göre daha azdır.

4.2.1.2. Ağrı şiddeti ve medeni durum

Evli ve bekar olarak iki şıkta incelenen eş değişkene göre ağrı şiddeti bağımlı değişkeni için GTD sonuçları aşağıdaki gibi bulunmuştur:

Tablo 4.6. Ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Chi-Square	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.0182	0.1573	41.88	<.0001	0.1673	0.1673	<.0001	
Intercept2	-0.0857	0.1490	0.33	0.5653	0.1592	0.1592	0.5904	
Intercept3	0.9264	0.1552	35.64	<.0001	0.1678	0.1678	<.0001	
Intercept4	2.0833	0.1928	116.74	<.0001	0.2207	0.2207	<.0001	
trtmnt ARTH	0.6855	0.1724	15.81	<.0001	0.1335	5.1400	<.0001	
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.	
maritl 0	-0.3696	0.1721	4.61	0.0317	0.2035	-1.8200	0.0594	
maritl 1	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.	

Buna göre medeni durum için bekar olma terimi ağrı şiddetini açıklamada model temelli standart hatalara göre %5 anlam düzeyinde anlamlı bir açıklayıcı değişkenken deneysel standart hatalara göre test istatistiğini red etme olasılığı sınırdan kalmıştır. Elde edilen sonuçlara göre bekar olanların ağrıdan şikayet etmeleri olasılığı evli olanlara oranla daha azdır.

Tablo 4.7. Ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı

MEDENİ DURUM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bekar	Deneme	0,495444470	1,258852	3,463571	11,01436
Bekar	Plasebo	0,249623874	0,634258	1,745079	5,549457
Evli	Deneme	0,716985257	1,821754	5,012326	15,93950
Evli	Plasebo	0,361244596	0,917870	2,525401	8,030927

Tablodan anlaşılacağı gibi bekar olup deneme grubunda yer alan bir hastanın hiç ağrı yok demesi olasılığının diğer şıkları işaretlemiş olması olasılığına oranı 0,496'dır. Bekar olup deneme grubunda yer alırken 1. veya 2. şıkkı işaretlemiş olması olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olması olasılığına oranı 1,26, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olması olasılığına oranı 3,46, 1., 2., 3. veya 4. şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığının 5. şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığına oranı ise 11,01'dir.

Bekar olup plasebo grubunda olanlar için 1. işaretlemiş olma olasılığının diğer şıkları işaretlemiş olma olasılığına oranı 0,25, 1. veya 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 0,63, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 1,75 ve ilk 4 şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 5,55'tir.

Evli olup deneme grubunda yer alanlar için 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının diğer şıkları işaretlemiş olma olasılığına oranı 0,72, 1. veya 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 0,82, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 5,01 ve ilk 4 şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 15,94'tür.

Evli olup plasebo grubunda yer alanlar için 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının diğer şıkları işaretlemiş olma olasılığına oranı 0,36, 1. veya 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 0,92, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 2,53, ilk 4 şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 8,03'tür.

Tablo 4.8. Ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları

MEDENİ DURUM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bekar	Deneme	0,331302486	0,225995	0,218667	0,140802	0,083234
Bekar	Plasebo	0,199759207	0,188342	0,247610	0,211604	0,152684
Evli	Deneme	0,417583817	0,228027	0,188064	0,107291	0,059034
Evli	Plasebo	0,265378167	0,213210	0,237756	0,172925	0,110731

Bekar olup deneme grubunda yer alanlardan 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,33, 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,22, 3. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,22, 4. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,14 ve 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,83'tür.

Bekar olup plasebo grubunda yer alanlar için 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,2, 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,19, 3. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,25, 4. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,14 ve 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,15'tir.

Evli olup deneme grubundakilerin 1. şıkkı işaretleme olasılığı 0,42, 2. şıkkı işaretleme olasılığı 0,23, 3. şıkkı işaretleme olasılığı 0,19, 4. şıkkı işaretleme olasılığı 0,11, 5. şıkkı işaretleme olasılığı ise 0,06'dır.

Evli olup plasebo grubundakiler için 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,27, 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,21, 3. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,24, 4. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,17 ve 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığı 0,11'dir.

Tablo 4.8'den de anlaşılacağı gibi bekar olanlar evli olanlara göre, plasebo grubundakiler deneme grubundakilere göre daha fazla ağrı hissettiklerini belirtmişlerdir.

4.2.1.3. Ağrı şiddeti ve çalışma durumu

Çalışma durumu için hesaplanan regresyon katsayıları $\alpha=0,05$ için anlamlı değildir. Sonuçlar Tablo 4.9'daki gibidir:

Tablo 4.9. Ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.0676	0.1895	31.74	<.0001	0.2105	-5.07	<.0001
Intercept2	-0.1536	0.1807	0.72	0.3954	0.2066	-0.74	0.4573
Intercept3	0.8638	0.1842	21.98	<.0001	0.2077	4.16	<.0001
Intercept4	2.0307	0.2186	86.26	<.0001	0.2327	8.73	<.0001
wkstat1s 1	0.0762	0.2321	0.11	0.7428	0.2738	0.28	0.7808
wkstat1s 2	-0.2016	0.1985	1.03	0.3097	0.2384	-0.85	0.3976
wkstat1s 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTH	0.6497	0.1722	14.23	0.0002	0.1330	4.89	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.9'dan da anlaşılacağı gibi çalışanlar çalışmayanlara göre daha fazla ağrı şikayetinde bulunmuşlardır. Emekli olma ile ağrıdan şikayet etme ters orantılıdır.

Tablo 4.10. Ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Çalışıyor	Deneme	0,710561341	1,772339	4,902278	15,74621
Çalışıyor	Plasebo	0,371056848	0,925520	2,559981	8,222711
Emekli	Deneme	0,538213477	1,342455	3,713222	11,92694
Emekli	Plasebo	0,281056377	0,701033	1,939054	6,228279
Çalışmıyor	Deneme	0,658428068	1,642304	4,542602	14,59093
Çalışmıyor	Plasebo	0,343832727	0,857615	2,372158	7,619418

Tablo 4.10'a göre deneme grubunda olup çalışanların 1 şikkını işaretlemiş olması olasılığının diğer şıkları işaretlemiş olması olasılığına oranı 0,71'dir. 1. veya 2. şikkı işaretlemiş olması olasılığının 3., 4. veya 5. şikkı işaretlemiş olması olasılığına oranı 1,77'dir. 1., 2. veya 3. şikkı işaretlemiş olması olasılığının 4. veya 5. şikkı işaretlemiş olması olasılığına oranı 4,9'dur. İlk 4 şikka karşılık 5. şikkı işaretlemiş olma olasılığı 15,75'tir.

Çalışıyorken plasebo grubunda yer alanlar için 1. şikkı işaretleme olasılığının 2., 3., 4. veya 5. şikkı işaretleme olasılığına oranı 0,37, 1. veya 2. şikkı

işaretleme olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 0,93, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 2,56, 1., 2., 3. veya 4. şıkkı işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 8,22'dir.

Emekli olup deneme grubunda yer alanlar için 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer şıkları işaretleme olasılığına oranı 0,54, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 1,34, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 3,71, ilk 4 şıkkı işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 11,93'tür.

Emekli olup plasebo grubunda yer alanlar için 1. şıkkı işaretleme olasılığının 2., 3., 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 0,54, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 1,34, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 3,71, 1., 2., 3. veya 4. şıkkı işaretlemenin 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 11,93'tür.

Çalışmıyorken deneme grubunda yer alanlar için 1. şıkkı işaretleme olasılığının 2., 3., 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 0,66, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 1,64, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 4,54, 1., 2., 3. veya 4. şıkkı işaretlemenin 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 14,59'dur.

Çalışmıyorken plasebo grubunda yer alanlar için ise 1. şıkkı işaretleme olasılığının 2., 3., 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 0,34, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 1,86, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 2,37, 1., 2., 3. veya 4. şıkkı işaretlemenin 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 7,62'dir.

Tablo 4.11. Ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Çalışıyor	Deneme	0,415396586	0,223897	0,191280	0,109711	0,059715
Çalışıyor	Plasebo	0,270635640	0,210024	0,238440	0,172472	0,108428
Emekli	Deneme	0,349895177	0,223202	0,214733	0,134811	0,077358
Emekli	Plasebo	0,219394230	0,192728	0,247632	0,201900	0,138346
Çalışmıyor	Deneme	0,397019371	0,224523	0,198037	0,116281	0,064140
Çalışmıyor	Plasebo	0,255859766	0,205816	0,241779	0,180529	0,116017

Tablo 4.11'e çalışanlardan deneme grubunda olanların 1. şıkkı işaretleme olasılığı 0,42, 2. şıkkı işaretleme olasılığı 0,22, 3. şıkkı işaretleme olasılığı 0,19, 4. şıkkı işaretleme olasılığı 0,11 ve 5. şıkkı işaretleme olasılığı 0,06'dır.

Çalışanlardan plasebo grubunda yer alanların 1. şıkkı işaretleme olasılığı 0,27, 2. şıkkı işaretleme olasılığı 0,21, 3. şıkkı işaretleme 0,24, 4. şıkkı işaretleme olasılığı 0,17 ve 5. şıkkı işaretleme olasılığı 0,11'dir.

Emekli olup deneme grubunda yer alanların ağrı olmadığını belirtmeleri olasılığı 0,35 iken, biraz ağrı hissettiklerini söyleme olasılığı 0,22, orta şiddette ağrıdan şikayet etme olasılıkları 0,22, şiddetli ağrı hissetmeleri olasılığı 0,13 ve çok şiddetli ağrı problemleri olması olasılığı ise 0,08'dir.

Emeklilerden plasebo grubunda yer alanlar için 1. şıkkı işaretleme olasılığı 0,22, 2. şıkkı işaretleme olasılığı 0,19, 3. şıkkı işaretleme olasılığı 0,25, 4. şıkkı işaretleme olasılığı 0,20 ve 5. şıkkı işaretleme olasılığı ise 0,06'dır.

Çalışmayan ve deneme grubundaki hastaların 1. şıkkı işaretleme olasılığı 0,4, 2. şıkkı işaretleme olasılığı 0,22, 3. şıkkı işaretleme olasılığı 0,2, 4. şıkkı işaretleme olasılığı 0,12 ve 5. şıkkı işaretleme olasılığı 0,06'dır.

Çalışmayan ve plasebo grubunda yer alan hastaların 1. şıkkı işaretleme olasılığı 0,26, 2. şıkkı işaretleme olasılığı 0,21, 3. şıkkı işaretleme olasılığı 0,24, 4. şıkkı işaretleme olasılığı 0,18 ve 5. şıkkı işaretleme olasılığı 0,12'dir.

Bu sonuçlara göre çalışan bireyler için ağrının az olması olasılığı çalışmayan ve emeklilerden daha fazla, deneme grubundakiler için ağrının az olması olasılığı plasebo grubundakilere göre daha fazladır.

4.2.1.4. Ağrı şiddeti ve eğitim durumu

Eğitim durumu eş değişkeni için sonuçlar aşağıdaki gibi elde edilmiştir:

Tablo 4.12. Ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > Chisq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.8985	0.2106	18.21	<.0001	0.2469	-3.64	0.0003
Intercept2	0.0478	0.2056	0.05	0.8160	0.2400	0.20	0.8420
Intercept3	1.0518	0.2104	24.99	<.0001	0.2445	4.30	<.0001
Intercept4	2.2341	0.2417	85.46	<.0001	0.2884	7.75	<.0001
educat 1	-0.4166	0.2209	3.56	0.0593	0.2702	-1.54	0.1232
educat 2	-0.2036	0.2347	0.75	0.3857	0.2838	-0.72	0.4731
educat 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTH	0.6653	0.1724	14.90	0.0001	0.0000	5.00	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Bu sonuçlara göre 12 yıldan az eğitim almış olma terimi model temelli standart hatalar dikkate alındığında anlamlılık sınırındadır. Eğitimi az olanların ağrılardan şikayet etme olasılığı daha yüksek olmaktadır.

Tablo 4.13. Ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

EĞİTİM DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
≤ 12 yıl	Deneme	0,522150196	1,345143	3,671132	11,97475
≤ 12 yıl	Plasebo	0,268447477	0,691564	1,887400	6,156448
13-15 yıl	Deneme	0,646100639	1,664459	4,542602	14,81737
13-15 yıl	Plasebo	0,332172788	0,855730	2,335439	7,617894
>15 yıl	Deneme	0,791995159	2,040306	5,568357	18,16324
>15 yıl	Plasebo	0,407179972	1,048961	2,862800	9,338074

Eğitimi 12 yıldan az olup deneme grubunda yer alanların 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer şıkları işaretleme olasılığına oranı 0,52, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 1,35, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına

oranı 3,67, ilk 4 şıkkı işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 11,98'dir.

Eğitimi 12 yıldan az olup plasebo grubunda yer alanlar için 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının diğer şıkları işaretlemiş olma olasılığına oranı 0,27, 1. veya 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 0,69, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 1,89, ilk 4 şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı ise 6,16'dır.

13-15 yıl arası eğitim alan hastaların ilk şıkkı işaretlemiş olma olasılıklarının 2., 3., 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılıklarına oranı 0,65, 1. veya 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 1,66, ilk 3 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 4,54, ilk 4 şıktan herhangi birini işaretlemiş olma olasılığının 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı ise 14,82'dir.

Yine 13-15 yıl süreyle eğitim almış hastalardan 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının diğer 4 şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 0,33, 1. veya 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 0,86, ilk 3 şıktan herhangi birini işaretlemiş olma olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığına oranı 2,34, ilk 4 şıktan herhangi birini işaretlemiş olma olasılığının 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının oranı ise 7,72'dir.

15 yıldan fazla eğitim almış ve deneme grubundaki hastaların 1. şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığının diğer 4 şıktan herhangi birini işaretlemiş olmaları olasılığına oranı 0,79, 1. veya 2. şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığının diğer 3 şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığına oranı 2,04, ilk 3 şıktan herhangi birini işaretlemiş olmaları olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığına oranı 5,57 ve ilk 4 şıktan herhangi birini işaretlemiş olmaları olasılığının 5. şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığına oranı ise 18,16'dır.

15 yıldan fazla eğitim alan plasebo grubundaki hastaların 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının diğer 4 şıktan herhangi birini işaretlemeleri olasılığına oranı 0,41, ilk 2 şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığına oranı 1,05, ilk 3 şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığına oranı 2,86 ve son

olarak ilk 4 şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığının 5. şıkkı işaretlemiş olmaları olasılığına oranı ise 9,34'tür.

Tablo 4.14. Ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları

EĞİTİM DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
≤ 12 yıl	Deneme	0,343034608	0,230552	0,212332	0,137008	0,077073
≤ 12 yıl	Plasebo	0,211634681	0,197196	0,244837	0,206598	0,139734
13-15 yıl	Deneme	0,392503729	0,232186	0,194890	0,117199	0,063222
13-15 yıl	Plasebo	0,249346624	0,211782	0,239061	0,183773	0,116038
> 15 yıl	Deneme	0,441962778	0,229123	0,176669	0,100062	0,052183
> 15 yıl	Plasebo	0,289358845	0,222589	0,229173	0,162150	0,096730

Eğitimi 12 yıldan az olup deneme grubunda olanların ağrıdan şikayet etmeme olasılıkları 0,34 iken az ağrı şikayetleri bulunması olasılığı 0,23 orta şiddette ağrı var demeleri olasılığı 0,21, oldukça şiddetli ağrı var demeleri olasılığı 0,14 ve ağrılardan çok fazla şikayet etmeleri olasılığı ise 0,08'dir.

Plasebo grubunda olup 12 yıldan az eğitimli hastaların % 21'i 1. şıkkı, % 20'si 2. şıkkı, %2'ü 3. şıkkı, %21'i 4. şıkkı ve %14'ü 5. şıkkı işaretlemişlerdir.

Eğitimi 13-15 yıl arasında olup deneme grubunda yer alanların 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,39, 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,23, 3. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,19, 4. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,12 ve 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,06'dır.

13-15 yıl arası eğitim alanlardan plasebo grubuna atanmış hastaların 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,25, 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,21, 3. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,24, 4. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,18 ve 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,12'dir.

Eğitimi 15 yıldan fazla olup deneme grubunda yer alanların % 44'ü 1. şıkkı, % 23'ü 2. şıkkı, % 18'i 3. şıkkı, % 10'u 4. şıkkı ve % 5'i 5. şıkkı işaretlemiştir. Söz konusu 6 grup arasında ağrı şikayeti en az olan bu gruptur.

Eğitimi 15 yıldan fazla olup plasebo grubunda olanlar için 1. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,29, 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,22, 3. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,23, 4. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,16 ve 5. şıkkı işaretlemiş olma olasılıkları 0,1'dir.

Tablo 4.14'e göre eğitim görülen süre arttıkça ağrılardan şikayet azalmaktadır. Yine deneme grubundakilerin ağrı şikayetleri plasebo grubundakilere göre daha azdır.

4.2.1.5. Ağrı şiddeti ve cinsiyet

Tablo 4.15. Ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.6969	0.1953	12.73	0.0004	0.2253	-3.09	0.0020
Intercept2	0.2657	0.1941	1.87	0.1711	0.2220	1.20	0.2315
Intercept3	1.2879	0.2010	41.07	<.0001	0.2404	5.36	<.0001
Intercept4	2.4500	0.2316	111.92	<.0001	0.2961	8.27	<.0001
trtmnt ARTH	0.6754	0.1711	15.57	<.0001	0.1334	5.06	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
SEX FEMALE	-0.6686	0.1945	11.82	0.0006	0.2398	-2.79	0.0053
SEX MALE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.15'ten de anlaşılacağı gibi bayanlar için ağrıdan şikayetine ilişkin terim ağrı şiddeti ile ters orantılı ve anlamlıdır.

Tablo 4.16. Ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı

CİNSİYET	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bayan	Deneme	0,501525914	1,313243	3,649901	11,66742
Bayan	Plasebo	0,255253018	0,668379	1,857627	5,938164
Erkek	Deneme	0,978729477	2,562799	7,122794	22,76900
Erkek	Plasebo	0,498127107	1,304344	3,625166	11,58835

Bayanlardan deneme grubunda olanların 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 4 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığına oranı 0,5, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının 3., 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 1,31, ilk 3 şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 3,65, ilk 4 şıkkı işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 11,67'dir.

Plasebo grubunda yer alan bayanlar için ise 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 4 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığına oranı 0,26 iken ilk 2 şıkkı işaretleme olasılığının diğer 3 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığına oranı 0,67'dir. 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 0,71 ve ilk 4 şıkkı işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 5,94'tür.

Deneme grubundaki erkeklerin 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 4 şıkkı işaretleme olasılığına oranı 0,98, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 3 şıkkı işaretleme olasılığına oranı 2,56, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 7,12 ve ilk 4 şıkkı işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 22,77'dir.

Plasebo grubundaki erkekler için ise 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 4 şıkkı işaretleme olasılığına oranı 0,5, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 3 şıkkı işaretleme olasılığına oranı 1,3, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 3,63 ve ilk 4 şıkkı işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 11,59'dur.

Tablo 4.17. Ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları

CİNSİYET	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bayan	Deneme	0,334010828	0,233696	0,217235	0,136116	0,078943
Bayan	Plasebo	0,203347862	0,197268	0,249444	0,20581	0,14413
Erkek	Deneme	0,494625207	0,224697	0,157568	0,081039	0,042072
Erkek	Plasebo	0,332499896	0,233537	0,217755	0,13677	0,079439

Deneme grubundaki bayanların %33'ü 1. şıkkı, % 23'ü 2. şıkkı, %22'si 3. şıkkı, %14'ü 4. şıkkı ve % 8'i 5. şıkkı işaretlemiştir.

Plasebo grubundaki bayanların ise %20'si 1, %20'si 2. %25'i 3., %21'i 4. ve %14'ü 5. şıkkı işaretlemiştir.

Deneme grubundaki erkeklerin 1. şıkkı işaretleme olasılığı 0,49, 2. şıkkı işaretleme olasılığı 0,23, 3. şıkkı işaretleme olasılığı 0,16, 4. şıkkı işaretleme olasılığı 0,08, 5. şıkkı işaretleme olasılığı 0,04'tür.

Plasebo grubundaki erkeklerin 1. şıkkı işaretleme olasılığı 0,33, 2. şıkkı işaretleme olasılığı 0,23, 3. şıkkı işaretleme olasılığı 0,22, 4. şıkkı işaretleme olasılığı 0,14 ve 5. şıkkı işaretleme olasılığı 0,08'dir.

Tablo 4.17'ye göre deneme grubundaki erkekler en az ağrı şikayeti olan hastalardır.

4.2.1.6. Ağrı şiddeti ve hedef eklem

Sol kalça, sol diz, sağ kalça ve sağ diz eklemlerinden şikayeti olan hastaların ağrı şiddetlerinin eklemle ilgili olup olmadığı araştırılmış ve sonuçlar aşağıdaki gibi bulunmuştur:

Tablo 4.18. Ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.2095	0.1703	50.46	<.0001	0.1826	-6.62	<.0001
Intercept2	-0.2755	0.1608	2.93	0.0867	0.1696	-1.62	0.1044
Intercept3	0.7337	0.1640	20.02	<.0001	0.1840	3.99	<.0001
Intercept4	1.9393	0.2014	92.76	<.0001	0.2362	8.21	<.0001
trtmnt ARTH	0.6803	0.1729	15.49	<.0001	0.1348	5.05	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
TARGET LH	0.0355	0.2988	0.01	0.9055	0.3547	0.10	0.9203
TARGET LK	0.0689	0.1945	0.13	0.7232	0.2263	0.30	0.7609
TARGET RH	0.2006	0.2743	0.53	0.4647	0.3182	0.63	0.5285
TARGET RK	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Sonuçlar hem model temelli hem de deneysel standart hatalara göre istatistiksel olarak anlamlı çıkmasa da ağrılardan en çok şikayet edilen eklem sağ kalça olduğunu göstermektedir.

Tablo 4.19. Ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı

HEDEF EKLEM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Sol kalça	Deneme	0,610363865	1,553173	4,260983	14,22641
Sol kalça	Plasebo	0,309127953	0,786628	2,158039	7,205178
Sol diz	Deneme	0,631094289	1,605925	4,405704	14,70959
Sol diz	Plasebo	0,319627188	0,813345	2,231335	7,449895
Sağ kalça	Deneme	0,719930932	1,831985	5,025877	16,78021
Sağ kalça	Plasebo	0,364619841	0,927836	2,545431	8,498588
Sağ diz	Deneme	0,589076042	1,499003	4,112372	13,73023
Sağ diz	Plasebo	0,298346415	0,759192	2,082773	6,953882

Tablo 4.19'a göre deneme grubunda olup şikayeti sol kalçada olan bireylerin 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 4 şıkkı işaretleme olasılığına oranı 0,61, 1. veya 2. şıkkı işaretlemiş olmanın diğer 3 şıktan herhangi birini işaretlemiş olma olasılığına oranı 1,55, 1., 2. veya 3. şıktan birini işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 4,26, ilk 4 şıkkı işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 14,23'tür.

Sol kalça eklemünde rahatsızlık olan ve plasebo grubunda yer alan bireyler için 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 4 şıkkı işaretleme olasılığına oranı 0,31, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 3 şıktan birini işaretleme olasılığına oranı 0,79, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 2,16, ilk 4 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 7,21'dir.

Sol diz ekleminden şikayet eden deneme grubundaki hastalar arasından 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 4 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığına oranı 0,63, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 3 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığına oranı 1,61, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 4,41, ilk 4 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 14,71'dir.

Sol diz ekleminden şikayet eden plasebo grubundaki hastalar arasından 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 4 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığına oranı 0,32, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 3 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığına oranı 0,81, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya

5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 2,23, ilk 4 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 7,45'dir.

Sağ kalça ekleminden şikayetçi hastalardan deneme grubuna atananların 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 4 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığına oranı 0,72, 1. veya 2. şıktan birini işaretleme olasılığının diğer 3 şıktan birini işaretleme olasılığına oranı 1,83, ilk 3 şıktan birini işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 5,03 ve ilk 4 şıktan birini işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 16,78'dir.

Rahatsızlığı sağ kalça eklemine olan ve plasebo grubuna atanan grup arasından 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 4 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığına oranı 0,36, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 3 şıktan birini işaretleme olasılığına oranı 0,93, 1., 2. veya 3. şıktan birini işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 2,55, ilk 4 şıktan birini işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 8,5'tir.

Deneme grubunda olup sağ dizinden şikayet eden hastaların 1. şıkkı işaretleme olasılıklarının diğer 4 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığına oranı 0,59, 1. veya 2. şıkkı işaretleme olasılığının diğer 3 şıktan birini işaretleme olasılığına oranı 1,5, 1., 2. veya 3. şıkkı işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 4,11, ilk 4 şıktan herhangi birini işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı ise 13,73'tür.

Son olarak plasebo grubunda olup sağ diz ekleminden şikayetçi hastalardan 1. şıkkı işaretleme olasılığının diğer herhangi 4 şıktan birini işaretleme olasılığına oranı 0,3, 1. veya 2. şıkkı işaretlemiş olma olasılığının diğer 3 şıktan herhangi birini işaretlemiş olma olasılığına oranı 0,76, ilk 3 şıktan birini işaretleme olasılığının 4. veya 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 2,08, ve son olarak ilk 4 şıktan birini işaretleme olasılığının 5. şıkkı işaretleme olasılığına oranı 6,95 olarak hesaplanmıştır.

Tablo 4.20. Ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları

HEDEF EKLEM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Sol kalça	Deneme	0,379022330	0,229308	0,201591	0,124403	0,065675
Sol kalça	Plasebo	0,236132727	0,204154	0,243061	0,194778	0,121874
Sol diz	Deneme	0,386914658	0,229344	0,198751	0,121334	0,063655
Sol diz	Plasebo	0,242210217	0,206323	0,241997	0,191125	0,118345
Sağ kalça	Deneme	0,418581304	0,228309	0,187158	0,109709	0,056242
Sağ kalça	Plasebo	0,267195178	0,214089	0,236663	0,176774	0,105279
Sağ diz	Deneme	0,370703495	0,229137	0,204556	0,127716	0,067888
Sağ diz	Plasebo	0,229789532	0,201768	0,244059	0,198659	0,125725

Sol kalça ekleminden şikayeti olan ve deneme grubunda yer alan hastaların %38'i 1, %23'ü 2, %20'si 3, %12'si 4 ve %7'si 5. şıkkı işaretlemişlerdir.

Sol kalça eklemінде rahatsızlığı olup plasebo grubunda yer alan hastaların %24'ü 1, %20'si 2, %24'ü 3, %20'si 4 ve %12'si 5. şıkkı işaretlemişlerdir.

Deneme grubunda olup sol diz eklemi rahatsız olan hastaların ağrı yok deme olasılığı 0,39, çok az ağrı var deme olasılığı 0,23, orta şiddette ağrı var deme olasılığı 0,20, çok ağrı var deme olasılığı 0,12 ve dayanılması güç ağrı var deme olasılığı ise 0,06'dır.

Plasebo grubunda yer alan hastalardan sol diz eklemi rahatsız olanların 1. şıkkı işaretleme olasılığı 0,24, 2. şıkkı işaretleme olasılığı 0,21, 3. şıkkı işaretleme olasılığı 0,24, 4. şıkkı işaretleme olasılığı 0,19 ve 5. şıkkı işaretleme olasılığı ise 0,12'dir.

Sağ kalça eklemi rahatsızken deneme grubuna atanan hastaların %42'si 1, %23'ü 2, %19'u 3, %11'i 4 ve %5'i 5. şıkkı işaretlemişlerdir.

Plasebo grubunda olup sağ kalça eklemi rahatsız olanların %27'si 1, %21'i 2, %24'ü 3, %18'i 4 ve %11'i 5. şıkkı işaretlemişlerdir.

Sağ diz eklemінде rahatsızlığı olup deneme grubuna atananların %37'si hiç ağrı yok, %23'ü çok az ağrı var, %20'si çok orta şiddette ağrı var, %13'ü çok ağrı var ve %7'si çok şiddetli ağrı var demişlerdir.

Plasebo grubunda olup hastalığı sağ diz eklemінде olanların %23'ü 1., %20'si 2., %24'ü 3., %20'si 4. ve %13'ü 5. şıkkı işaretlemişlerdir.

Tablo 4.20'ye göre en az ağrı şikayeti olan grup sağ kalça eklemi rahatsız olup deneme grubuna atananlarken en fazla ağrısı olan hastalarsa sağ diz eklemінде rahatsız olup plasebo grubunda olanlardır.

4.2.2. İyileşme yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini

Hastaların her birine bütün görüşmelerde “Bir önceki ziyarete göre durumunuzdaki değişikliği nasıl ifade edersiniz?” sorusu sorulmuş ve ağrı şiddetine ilişkin soruya benzer şekilde cetvel üzerinden durumlarına uygun noktayı işaretlemeleri istenmiştir. Daha sonra değişken 5 şıklı bir sıralı kategorik değişken durumuna dönüştürülmüştür. Söz konusu cetvel aşağıdaki gibidir:

Çok daha iyi |—————| Çok daha kötü

İyileşme yanıt değişkeni 6 farklı eş değişken için analiz edilmiş ve sonuçlar izleyen bölümlerde olduğu gibi elde edilmiştir.

4.2.2.1. İyileşme ve yaş

Tablo 4.21’e göre yaşla iyileşme arasında ters ilişki vardır. Yaşı daha fazla olan hastalar daha az iyileşme göstermişlerdir. Yaş değişkeni iyileşme yanıt değişkenini açıklamada hem model temelli hem de deneysel standart hatalara göre anlamlı bir eş değişken değildir. Standart hatalar birbirlerine çok yakın hesaplanmışlardır.

Tablo 4.21. İyileşme ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.9769	0.4219	21.95	<.0001	0.4068	-4.86	<.0001
Intercept2	-0.1651	0.4069	0.16	0.6850	0.4103	-0.40	0.6874
Intercept3	1.3415	0.4151	10.44	0.0012	0.4114	3.26	0.0011
Intercept4	2.6304	0.4395	35.82	<.0001	0.4849	5.42	<.0001
AGE	-0.0076	0.0063	1.47	0.2260	0.0063	-1.20	0.2301
trtmnt ARTH	0.8596	0.1766	23.69	<.0001	0.1561	5.51	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.21’de yaş değişkeni için hesaplanan katsayı negatiftir. Bu gençlerin iyileşmesinin yaşlılara göre daha hızlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 4.22. İyileşme ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı

YAŞ	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
1	Deneme	0,324684934	1,987545	8,966541	32,53772
1	Plasebo	0,137449322	0,84139	3,795818	13,77424

Tablo 4.23. İyileşme ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları

YAŞ	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
1	Deneme	0,245103515	0,420173	0,234387	0,070519	0,029817
1	Plasebo	0,120839952	0,336092	0,334553	0,140830	0,067685

Tablo 4.23’ten de anlaşılacağı gibi deneme grubunda yer alanların iyileşmeleri düzeyleri plasebo grubunda yer alanlara göre daha fazladır.

4.2.2.2. İyileşme ve medeni durum

Tablo 4.24. İyileşme ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.4151	-2.0313	152.10	<.0001	0.1948	-12.40	<.0001
Intercept2	-0.6364	-0.3351	17.13	<.0001	0.1567	-4.06	<.0001
Intercept3	0.8508	1.1615	28.80	<.0001	0.1708	4.98	<.0001
Intercept4	2.1260	0.2086	103.85	<.0001	0.2462	8.64	<.0001
trtmnt ARTH	0.8590	0.1777	23.36	<.0001	0.1559	5.51	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
maritl 0	0.0341	0.1757	0.04	0.8463	0.1945	0.18	0.8609
maritl 1	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.24’te görüldüğü gibi bekar olma terimi için hesaplanan katsayı pozitifdir ancak katsayı anlamlı değildir. Bekar olanların iyileşmesi evli olanlara göre biraz daha hızlıdır.

Tablo 4.25. İyileşme ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı

MEDENİ DURUM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bekar	Deneme	0,218274900	1,292657	5,719606	20,47286
Bekar	Plasebo	0,092458073	0,547551	2,422742	8,672005
Evli	Deneme	0,210957202	1,249321	5,527856	19,78650
Evli	Plasebo	0,089358403	0,529194	2,341519	8,381275

Tablo 4.26. İyileşme ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları

MEDENİ DURUM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bekar	Deneme	0,179167198	0,384658	0,287357	0,102248	0,046570
Bekar	Plasebo	0,084633063	0,269185	0,354019	0,188772	0,103391
Evli	Deneme	0,174206984	0,381214	0,291389	0,105082	0,048108
Evli	Plasebo	0,082028470	0,264032	0,354674	0,192670	0,106595

Bekar ve evlilerin iyileşme düzeyleri arasında anlamlı fark yoktur. Ancak deneme grubundakiler plasebo grubundakilere oranla daha hızlı bir iyileşme göstermişlerdir.

4.2.2.3. İyileşme ve çalışma durumu

Tablo 4.27. İyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.0734	0.2178	90.63	<.0001	0.2255	-9.19	<.0001
Intercept2	-0.2780	0.1853	2.25	0.1336	0.1928	-1.44	0.1493
Intercept3	1.2392	0.1958	40.04	<.0001	0.1995	6.21	<.0001
Intercept4	2.5632	0.2442	110.16	<.0001	0.2719	9.43	<.0001
wkstat1s 1	-0.3509	0.2366	2.20	0.1380	0.2515	-1.40	0.1629
wkstat1s 2	-0.5730	0.2066	7.69	0.0055	0.2243	-2.55	<.0001
wkstat1s 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTH	0.8300	0.1776	21.85	<.0001	0.1563	5.31	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Çalışma durumu eş değişkeninin emekli terimi anlamlıdır. Hem çalışıyor hem de emekli terimleri için katsayılar negatif işaretli hesaplanmıştır. Buna göre çalışanlar ve emekliler için iyileşme yavaş olmaktadır. Özellikle iyileşme emeklilerde diğer hastalara göre daha yavaştır.

Tablo 4.28. İyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Çalışıyor	Deneme	0,203050614	1,222747	5,575043	20,95338
Çalışıyor	Plasebo	0,088540075	0,533178	2,430993	9,136707
Emekli	Deneme	0,162610095	0,979219	4,464691	16,78021
Emekli	Plasebo	0,070906016	0,426988	1,946825	7,316997
Çalışmıyor	Deneme	0,288401982	1,736723	7,918486	29,76104
Çalışmıyor	Plasebo	0,125757479	0,757297	3,452850	12,97728

Tablo 4.29. İyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Çalışıyor	Deneme	0,168779777	0,381326	0,297803	0,106539	0,045551
Çalışıyor	Plasebo	0,081338370	0,266422	0,360779	0,192809	0,098651
Emekli	Deneme	0,139866405	0,354884	0,322257	0,126751	0,056242
Emekli	Plasebo	0,066211241	0,233012	0,361429	0,219113	0,120236
Çalışmıyor	Deneme	0,223844721	0,410755	0,253274	0,079618	0,032509
Çalışmıyor	Plasebo	0,111709210	0,319235	0,344481	0,153031	0,071545

Tablo 4.29'a göre iyileşmenin en hızlı olduğu grup çalışmayan ve deneme grubuna atanan gruptur. İyileşmenin en yavaş olduğu hastalarsa emeklilerdir.

4.2.2.4. İyileşme ve eğitim durumu

Eğitim görülen süreye göre iyileşme incelendiğinde, eğitim görülen yıl ile iyileşme ters orantılıdır. Nitekim hem 12 yıldan az eğitim alanlar için hem de 13-15 yıl arası eğitim alanlar için hesaplanan katsayılar negatiftir. Buna göre daha çok eğitim alanların tedaviye yanıt vermesi daha hızlı gerçekleşmiştir.

Model temelli standart hatalara göre 12 yıldan az teriminin anlamlılığı sınırdadır. Ancak bu eş değişkenler için tüm terimlerin anlamsız olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 4.30. İyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.1225	0.2360	80.90	<.0001	0.2607	-8.14	<.0001
Intercept2	-0.3366	0.2096	2.58	0.1082	0.2324	-1.45	0.1474
Intercept3	1.1743	0.2174	29.18	<.0001	0.2594	4.53	<.0001
Intercept4	2.4570	0.2591	89.94	<.0001	0.3306	7.43	<.0001
educat 1	-0.3807	0.2281	2.79	0.0950	0.2649	-1.44	0.1507
educat 2	-0.3144	0.2391	1.73	0.1884	0.2765	-1.14	0.2554
educat 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTH	0.8667	0.1777	23.79	<.0001	0.1575	5.50	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.31. İyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

EĞİTİM DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
≤ 12 yıl	Deneme	0,194660162	1,161137	5,260889	18,97268
≤ 12 yıl	Plasebo	0,081822746	0,488068	2,211343	7,974907
13-15 yıl	Deneme	0,208003577	1,240730	5,621508	20,27320
13-15 yıl	Plasebo	0,087431469	0,521524	2,362924	8,521565
>15 yıl	Deneme	0,284847879	1,699102	7,698304	27,76288
>15 yıl	Plasebo	0,119731924	0,714194	3,235877	11,66975

Tablo 4.32. İyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları

EĞİTİM DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
≤ 12 yıl	Deneme	0,162941871	0,374339	0,302998	0,109653	0,050068
≤ 12 yıl	Plasebo	0,075634152	0,252354	0,360616	0,199974	0,111422
13-15 yıl	Deneme	0,172187882	0,381529	0,295260	0,104015	0,047007
13-15 yıl	Plasebo	0,080401820	0,262362	0,359876	0,192335	0,105025
>15 yıl	Deneme	0,221697746	0,407809	0,255529	0,080198	0,034767
>15 yıl	Plasebo	0,106929098	0,309707	0,347286	0,157150	0,078928

Tablo 4.32'ye göre en hızlı iyileşme gösteren grup en fazla eğitim alan gruptur. İyileşmenin en yavaş olduğu grup ise 12 yıldan daha az eğitim almış hastalardır.

4.2.2.5. İyileşme ve cinsiyet

Tablo 4.33. İyileşme ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model-temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > Chisq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.2033	0.2200	100.28	<.0001	0.2320	-9.50	<.0001
Intercept2	-0.4127	0.1895	4.74	0.0294	0.2055	-2.01	0.0445
Intercept3	1.0892	0.1976	30.39	<.0001	0.2212	4.92	<.0001
Intercept4	2.3746	0.2409	97.17	<.0001	0.2978	7.97	<.0001
trtmnt ARTH	0.8536	0.1760	23.51	<.0001	0.1548	5.51	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
SEX FEMALE	-0.2869	0.1907	2.26	0.1324	0.2145	-1.34	0.1811
SEX MALE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.34'ten de anlaşıldığı gibi bayanlar için hesaplanan katsayı negatiftir. Bu bayanların iyileşmesinin erkeklere göre daha yavaş olduğunu göstermektedir. Hesaplanan bu katsayı hem model temelli hem de deneysel standart hatalara göre anlamlı değildir.

Tablo 4.34. İyileşme ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı

CİNSİYET	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bayan	Deneme	0,194640697	1,166491	5,237792	18,94045
Bayan	Plasebo	0,082893386	0,496784	2,230666	8,066341
Erkek	Deneme	0,259318044	1,554105	6,978263	25,23419
Erkek	Plasebo	0,110438111	0,661861	2,971896	10,74671

Tablo 4.35. İyileşme ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları

CİNSİYET	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bayan	Deneme	0,162928232	0,375496	0,301263	0,110164	0,050149
Bayan	Plasebo	0,076548058	0,255353	0,358565	0,199236	0,110298
Erkek	Deneme	0,205919422	0,402554	0,266186	0,087222	0,038118
Erkek	Plasebo	0,099454539	0,298810	0,349966	0,166639	0,085130

İyileşme en hızlı deneme grubuna atanan erkeklerde görülmektedir. En yavaş olarak plasebo grubundaki bayanlar iyileşmektedirler.

4.2.2.6. İyileşme ve hedef eklem

Tablo 4.36. İyileşme ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.4904	0.2050	147.60	<.0001	0.2123	-11.73	<.0001
Intercept2	-0.7063	0.1631	18.74	<.0001	0.1681	-4.20	<.0001
Intercept3	0.8246	0.1659	24.71	<.0001	0.1823	4.52	<.0001
Intercept4	2.0804	0.2158	92.98	<.0001	0.2412	8.63	<.0001
trtmnt ARTH	0.8604	0.1782	23.31	<.0001	0.1579	5.45	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
TARGET LH	0.0823	0.3043	0.07	0.7868	0.3159	0.26	0.7944
TARGET LK	0.2921	0.2018	2.10	0.1477	0.2185	1.34	0.1813
TARGET RH	0.0023	0.2777	0.00	0.9933	0.3266	0.01	0.9943
TARGET RK	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.36'ya göre her eklemden hesaplanan katsayı pozitifdir ancak katsayıların tümü anlamlı değildir.

Tablo 4.37. İyileşme ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı

HEDEF EKLEM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Sol kalça	Deneme	0,212736706	1,266681	5,855023	20,55491
Sol kalça	Plasebo	0,089986106	0,535797	2,476633	8,694581
Sol diz	Deneme	0,262396122	1,562364	7,221769	25,35307
Sol diz	Plasebo	0,110991684	0,660869	3,054757	10,72417
Sağ kalça	Deneme	0,196380731	1,169294	5,404868	18,97458
Sağ kalça	Plasebo	0,083067645	0,494603	2,286220	8,026110
Sağ diz	Deneme	0,195929574	1,166608	5,392451	18,93099
Sağ diz	Plasebo	0,082876809	0,493467	2,280968	8,007671

Tablo 4.38'den de anlaşılacağı gibi rahatsızlığı sol diz ekleminden olan ve deneme grubuna atanan hastalar en hızlı iyileşen hastalardır. Sağ kalça ve sağ diz ekleminden şikayeti olan hastalardan plasebo grubuna atananlar iyileşmesi en yavaş olanlardır. Bu iki grup arasındaki olasılık farklılıkları oldukça azdır.

Tablo 4.38. İyileşme ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları

HEDEF EKLEM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Sol kalça	Deneme	0,175418708	0,383408	0,295295	0,099485	0,046391
Sol kalça	Plasebo	0,082557113	0,266315	0,363493	0,184484	0,103150
Sol diz	Deneme	0,207855615	0,401880	0,268636	0,083682	0,037946
Sol diz	Plasebo	0,099903254	0,298002	0,355471	0,161330	0,085294
Sağ kalça	Deneme	0,164145682	0,374875	0,304848	0,106068	0,050064
Sağ kalça	Plasebo	0,076696636	0,254229	0,364773	0,193511	0,110790
Sağ diz	Deneme	0,163830361	0,374619	0,305117	0,106261	0,050173
Sağ diz	Plasebo	0,076533922	0,253883	0,364795	0,193772	0,111016

Tablo 4.38'e göre rahatsızlık hangi eklemde olursa olsun deneme grubunda olanların iyileşmesi plasebo grubunda olan hastalara göre çok daha fazladır.

4.2.3. Kullanılan ilaçtan memnuniyet yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini

Bu soru diğerlerinden farklı olarak hastalara sadece 3. ve 5. görüşmede sorulmuştur. Çalışmada bilindiği gibi ilk 3 görüşme 1. periyodu, son iki görüşme ise 2. periyodu oluşturmaktadır. Böylece farklı periyotlarda alınan ilaçların ne derece yararlılık gösterdiği araştırılmak istenmiştir.

Hastalara "Size göre kullandığınız ilaç son 6 hafta boyunca romatizmanıza ne ölçüde yardımcı olmuştur?" sorusu yöneltilmiştir. Sorunun seçenekleri ise:

- () Mükemmel
- () Çok iyi
- () İyi
- () İdare eder
- () Zayıf

şeklinde. Yanıt değişkeni 5 şıklı sıralı kategorik değişken olarak tanımlanmıştır. Bu yanıt değişkeni de daha önce sözü edilen 6 farklı eş değişken için ayrı ayrı analiz edilmiştir.

4.2.3.1. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve yaş

Kullanılan ilacın 6 hafta içinde ne ölçüde etkili olduğu ile yaş değişkeninin ilişkisi araştırılmıştır. Bulunan katsayının işareti pozitifdir. Bu, yaş azaldıkça kullanılan ilacın etkisinin arttığını göstermektedir. Hem model-temelli standart hatalara hem de deneysel standart hatalara göre hesaplanan katsayılar anlamlı değildirler.

Tablo 4.39. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.9498	0.1478	41.29	<.0001	0.1590	-5.97	<.0001
Intercept2	0.1671	0.1375	1.48	0.2241	0.1387	1.20	0.2282
Intercept3	1.5062	0.1577	91.27	<.0001	0.1561	9.65	<.0001
Intercept4	3.3897	0.2443	192.47	<.0001	0.2350	14.42	<.0001
trtmnt ARTH	-1.0924	0.1880	33.78	<.0001	0.1694	-6.45	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
AGE	0.0082	0.0065	1.56	0.2121	0.0075	1.09	0.2744

Tablo 4.40. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı

YAŞ	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
1	Deneme	0,130811228	0,399676	1,525009	10,02919
1	Plasebo	0,390003331	1,191604	4,546692	29,90124

Tablo 4.41. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları

YAŞ	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
1	Deneme	0,115679103	0,169870	0,318413	0,305370	0,090668
1	Plasebo	0,280577263	0,263136	0,275999	0,147926	0,032361

Tablo 4.41'e göre ilacın en fazla etkili olduğu grup plasebo grubudur. Bu gruptakilerin büyük bölümü ilacın iyi yönde etkisi olduğunu söylemişlerdir. Deneme grubundakilerin büyük bölümü iyi ya da idare eder şikâyetini işaretlemişlerdir.

4.2.3.2. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve medeni durum

Medeni durum değişkeni için hesaplanan katsayılardan bekar terimi için olanı negatif işaretlidir ancak anlamlı değildir. Bu, bekar olanların ilacı evli olanlara göre daha az faydalı bulunduğunu göstermektedir.

Tablo 4.42. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.9042	0.1693	28.53	<.0001	0.1879	-4.81	<.0001
Intercept2	0.2073	0.1616	1.65	0.1995	0.1689	1.23	0.2198
Intercept3	1.5540	0.1788	75.57	<.0001	0.1860	8.36	<.0001
Intercept4	3.3899	0.2574	173.38	<.0001	0.2414	14.04	<.0001
trtmnt ARTH	-1.1078	0.1896	34.13	<.0001	0.1708	-6.49	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
maritl 0	-0.0215	0.1846	0.01	0.9074	0.1926	-0.11	0.9113
maritl 1	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.43. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı

MEDENİ DURUM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bekar	Deneme	0,130876650	0,397723	1,529132	9,588841
Bekar	Plasebo	0,396253944	1,204181	4,629737	29,03204
Evli	Deneme	0,133720965	0,406366	1,562364	9,797233
Evli	Plasebo	0,404865648	1,230352	4,730354	29,66299

Tablo 4.44. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları

MEDENİ DURUM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bekar	Deneme	0,115730261	0,168820	0,320057	0,300954	0,094439
Bekar	Plasebo	0,283797905	0,262519	0,276055	0,144330	0,033298
Evli	Deneme	0,117948745	0,170999	0,320788	0,297648	0,092616
Evli	Plasebo	0,288188161	0,263452	0,273851	0,141897	0,032613

Olasılıklar incelendiğinde bekar ve evliler için sonuçların birbirine yakın olduğu ve plasebo grubundakilerin ilaçlarından daha memnun olduğu görülür.

4.2.3.3. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve çalışma durumu

Tablo 4.45'e göre çalışma eş değişkeninin tüm terimleri için hesaplanan katsayılar pozitifdir ancak anlamlı değildir.

Tablo 4.45. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.2030	0.2110	32.52	<.0001	0.2203	-5.46	<.0001
Intercept2	-0.0663	0.1996	0.11	0.7398	0.2085	-0.32	0.7505
Intercept3	1.2864	0.2107	37.28	<.0001	0.2244	5.73	<.0001
Intercept4	3.1360	0.2798	125.60	<.0001	0.2923	10.73	<.0001
trtmnt ARTH	-1.0294	0.1886	29.79	<.0001	0.1682	-6.12	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
wkstat15 1	0.0697	0.2500	0.08	0.7803	0.2618	0.27	0.7900
wkstat15 2	0.4009	0.2183	3.37	0.0663	0.2327	1.72	0.0850
wkstat15 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.46. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Çalışıyor	Deneme	0,115014163	0,358438	1,386385	8,813635
Çalışıyor	Plasebo	0,321969004	1,003406	3,881028	24,67276
Emekli	Deneme	0,071840995	0,22389	0,865974	5,505238
Emekli	Plasebo	0,201110655	0,626755	2,424196	15,41128
Çalışmıyor	Deneme	0,107270671	0,334306	1,293045	8,220245
Çalışmıyor	Plasebo	0,300291983	0,93585	3,619732	23,01164

Tablo 4.47. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Çalışıyor	Deneme	0,103150406	0,160710	0,317096	0,317145	0,101899
Çalışıyor	Plasebo	0,243552612	0,257297	0,294275	0,165923	0,038952
Emekli	Deneme	0,067025795	0,115907	0,281154	0,382191	0,153722
Emekli	Plasebo	0,167437242	0,217842	0,322681	0,231106	0,060934
Çalışmıyor	Deneme	0,096878454	0,153668	0,313352	0,327644	0,108457
Çalışmıyor	Plasebo	0,230941963	0,252489	0,300106	0,174816	0,041646

Elde edilen sonuçlara göre kullandıkları ilaçtan en fazla memnun olanlar çalışan ve plasebo grubunda yer alan hastalardır. Çalışmayan ve deneme grubunda yer alan hastalar ise kullandıkları ilaçtan en az yararlanan gruptur.

4.2.3.4. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve eğitim durumu

Eğitim durumuna göre kullanılan ilaçlardan memnuniyet incelendiğinde eğitim değişkeninin 13-15 yıl arası eğitim alanlar teriminin işareti negatiftir. Bu grupta olanlar kullandıkları ilaçtan en az memnuniyet duyanlardır.

Tablo 4.48. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.0542	0.2304	20.94	<.0001	0.2611	-4.04	<.0001
Intercept2	0.0905	0.2222	0.17	0.6837	0.2434	0.37	0.7099
Intercept3	1.4320	0.2320	38.11	<.0001	0.2503	5.72	<.0001
Intercept4	3.3289	0.2975	125.24	<.0001	0.2919	11.40	<.0001
trtmnt ARTH	-1.0914	0.1892	33.28	<.0001	0.1720	-6.35	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
educat 1	0.2180	0.2384	0.84	0.3606	0.2586	0.84	0.3993
educat 2	-0.1236	0.2531	0.24	0.6253	0.2824	-0.44	0.6616
educat 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.49. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve eğitim değişkenleri için olasılıklar oranı

EĞİTİM DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
≤ 12 yıl	Deneme	0,145496973	0,457079	1,748223	11,65226
≤ 12 yıl	Plasebo	0,433354144	1,361382	5,206980	34,70556
13-15 yıl	Deneme	0,103394863	0,324815	1,242344	8,280472
13-15 yıl	Plasebo	0,307955496	0,967442	3,700249	24,6629
> 15 yıl	Deneme	0,116997817	0,367548	1,405791	9,369877
> 15 yıl	Plasebo	0,348471093	1,094722	4,187065	27,90763

Tablo 4.50'ye göre kullandıkları ilaçtan en fazla memnun olan grup 12 yıldan az eğitim almış plasebo grubudur. En az memnun olan hastalar ise 13-15 yıl arası eğitim almış deneme grubu hastalarıdır.

Tablo 4.50. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları

EĞİTİM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
≤ 12 yıl	Deneme	0,127016462	0,186679	0,322433	0,284834	0,079037
≤ 12 yıl	Plasebo	0,302335711	0,274183	0,262372	0,133102	0,028007
13-15 yıl	Deneme	0,093706130	0,151471	0,308861	0,338209	0,107753
13-15 yıl	Plasebo	0,235447993	0,256278	0,295520	0,173788	0,038967
> 15 yıl	Deneme	0,104743103	0,164021	0,315572	0,319231	0,096433
> 15 yıl	Plasebo	0,258419401	0,264190	0,284603	0,158194	0,034593

4.2.3.5. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve cinsiyet

Tablo 4.51'e göre bayanlar terimi için hesaplanan katsayı anlamlı olmamakla birlikte bayanların erkeklere oranla kullandıkları ilaçtan daha fazla memnun kaldıklarını göstermektedir.

Tablo 4.51. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.0159	0.2086	23.71	<.0001	0.2471	-4.11	<.0001
Intercept2	0.1046	0.2016	0.27	0.6039	0.2230	0.47	0.6390
Intercept3	1.4416	0.2128	45.90	<.0001	0.2327	6.19	<.0001
Intercept4	3.3219	0.2811	139.65	<.0001	0.2934	11.32	<.0001
trtmnt ARTH	-1.0843	0.1873	33.52	<.0001	0.1693	-6.40	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
SEX FEMALE	0.0940	0.2016	0.22	0.6412	0.2284	0.41	0.6808
SEX MALE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.52. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı

CİNSİYET	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bayan	Deneme	0,134498800	0,412425	1,570352	10,29440
Bayan	Plasebo	0,397762574	1,219694	4,644111	30,44434
Erkek	Deneme	0,122431939	0,375424	1,429465	9,370814
Erkek	Plasebo	0,362076414	1,110266	4,227454	27,71296

Tablo 4.53'e göre kullandıkları ilaçtan en fazla memnun olan grup plasebo grubundaki bayanlarken en az memnuniyet hissedenden grup ise deneme grubunda yer alan erkeklerdir.

Tablo 4.53. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları

CİNSİYET	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bayan	Deneme	0,118553497	0,173444	0,318950	0,300512	0,088539
Bayan	Plasebo	0,284570914	0,264917	0,273337	0,145374	0,031802
Erkek	Deneme	0,109077384	0,163874	0,315435	0,315189	0,096424
Erkek	Plasebo	0,265826800	0,260299	0,282576	0,156470	0,034827

4.2.3.6. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve hedef eklem

Tablo 4.54. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.9381	0.1787	27.58	<.0001	0.1927	-4.87	<.0001
Intercept2	0.1943	0.1691	1.32	0.2505	0.1774	1.10	0.2733
Intercept3	1.5469	0.1874	68.15	<.0001	0.1882	8.22	<.0001
Intercept4	3.4151	0.2650	166.13	<.0001	0.2601	13.13	<.0001
trtmnt ARTH	-1.1233	0.1903	34.84	<.0001	0.1743	-6.45	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
TARGET LH	0.0343	0.3123	0.01	0.9124	0.3401	0.10	0.9196
TARGET LK	0.0270	0.2115	0.02	0.8985	0.2215	0.12	0.9030
TARGET RH	-0.2400	0.2990	0.64	0.4221	0.3477	-0.69	0.4899
TARGET RK	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.54'te sağ kalça eklemi için hesaplanan katsayı negatif diğer katsayılar ise pozitifdir. Buna göre sağ kalça ekleminden rahatsız olan hastalar ilaçlarını en az yararlı bulan hastalardır. Tabloya göre hesaplanan katsayılar anlamlı değildirler.

Tablo 4.55. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı

HEDEF EKLEM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Sol kalça	Deneme	0,131716947	0,408730	1,580751	10,23794
Sol kalça	Plasebo	0,405027627	1,256839	4,860785	31,48150
Sol diz	Deneme	0,130758914	0,405757	1,569253	10,16347
Sol diz	Plasebo	0,402081691	1,247698	4,825431	31,25252
Sağ kalça	Deneme	0,100118580	0,310677	1,201535	7,781896
Sağ kalça	Plasebo	0,307863123	0,955329	3,694702	23,92921
Sağ diz	Deneme	0,127275659	0,394948	1,527450	9,892729
Sağ diz	Plasebo	0,391370734	1,214461	4,696887	30,41999

Tablo 4.56. Kullanılan ilaçtan memnuniyet ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları

HEDEF EKLEM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Sol kalça	Deneme	0,116386829	0,173754	0,322375	0,298500	0,088984
Sol kalça	Plasebo	0,288270223	0,268632	0,272472	0,139839	0,030787
Sol diz	Deneme	0,115638190	0,173001	0,322142	0,299640	0,089578
Sol diz	Plasebo	0,286774796	0,268326	0,273239	0,140656	0,031005
Sağ kalça	Deneme	0,091007080	0,146029	0,308736	0,340358	0,113871
Sağ kalça	Plasebo	0,235393993	0,253183	0,298417	0,172892	0,040114
Sağ diz	Deneme	0,112905533	0,170222	0,321217	0,303851	0,091804
Sağ diz	Plasebo	0,281284293	0,267138	0,276043	0,143708	0,031827

Tablo 4.56'ya göre kullanılan ilaçtan en fazla memnun olan hastalar plasebo grubuna atanmış ve rahatsızlığı sol kalça ekleminde olan hastalardır. Bununla birlikte ilaçlardan memnuniyeti en az olan grup sağ kalça ekleminden rahatsız olup deneme grubunda yer alan hastalardır.

4.2.4. Yaşamsal aktiviteler yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini

Romatizma hastalarının bir takım yaşamsal aktiviteleri yaparken güçlük çekip çekmediğini öğrenmek amacıyla hastalara 18 aktivite için (kendi başına giyinebilme, yataktan yardımsız kalkabilme, yıkanabilme, merdiven çıkabilme,...

vb.) “Aşağıdaki yaşamsal aktiviteleri yapmada güçlük çekiyor musunuz?” sorusu yöneltilmiştir. Şıklar ise;

- () Hiç güçlük çekmeksizin
- () Biraz güçlkle
- () Çok fazla güçlkle

şeklindedir. Buna göre yanıt değişkeni 3 şıklı sıralı kategorik değişken durumundadır. Yanıt değişkeni tüm 6 eş değişken için incelenmiş ve sonuçlar izleyen bölümlerde verilmiştir.

4.2.4.1. Yaşamsal aktiviteler ve yaş

Tablo 4.57’ye göre yaşamsal aktivitelerde güçlük çekmeyi açıklamada yaş anlamlı bir değişken değildir. Katsayının işaretinin pozitif olması yaş ilerledikçe yaşamsal aktiviteleri yapmada güçlük çekme olasılığının arttığını göstermektedir.

Tablo 4.57. Yaşamsal aktiviteler ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.6138	0.2309	128.16	<.0001	0.2599	-10.06	<.0001
Intercept2	0.0878	0.1389	0.40	0.5275	0.1377	0.64	0.5238
trtmnt ARTH	-0.3931	0.1981	3.94	0.0472	0.1535	-2.56	0.0104
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
AGE	0.0025	0.0072	0.12	0.7262	0.0086	0.29	0.7681

Tablo 4.58. Yaşamsal aktiviteler ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı

YAŞ	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
1	Deneme	0,049568486	0,738747
1	Plasebo	0,073439011	1,094503

Tablo 4.59. Yaşamsal aktiviteler ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları

YAŞ	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
1	Deneme	0,047227491	0,377646	0,575127
1	Plasebo	0,068414703	0,454145	0,477440

Tablo 4.59'a göre deneme grubunda olanların büyük çoğunluğu sözü edilen yaşamsal aktiviteleri yaparken çok fazla güçlük çekmektedirler.

4.2.4.2. Yaşamsal aktiviteler ve medeni durum

Yaşamsal aktiviteleri yerine getirmede güçlük çekmeye ilişkin bağımlı değişkeni açıklamada medeni durum anlamlı bir eş değişkendir.

Tablo 4.60. Yaşamsal aktiviteler ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.8386	0.2536	125.27	<.0001	0.2999	-9.46	<.0001
Intercept2	-0.1190	0.1661	0.51	0.4737	0.1739	-0.68	0.4938
trtmnt ARTH	-0.3936	0.2006	3.85	0.0497	0.1575	-2.50	0.0125
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
maritl 0	0.5038	0.2018	6.24	0.0125	0.2378	2.12	0.0341
maritl 1	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.61. Yaşamsal aktiviteler ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı

MEDENİ DURUM	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
Bekar	Deneme	0,065323724	0,991239
Bekar	Plasebo	0,096829847	1,469320
Evli	Deneme	0,039470568	0,598936
Evli	Plasebo	0,058507519	0,887808

Tablo 4.62'ye göre evli olup deneme grubuna atananlar sözü edilen aktiviteleri yerine getirmede en fazla güçlük çeken gruptur. Plasebo grubunda olup bekar olanlar ise en az sıkıntı çeken grubu oluşturmaktadır.

Tablo 4.62. Yaşamsal aktiviteler ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları

MEDENİ DURUM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
Bekar	Deneme	0,061318191	0,436482	0,502200
Bekar	Plasebo	0,088281557	0,506749	0,404970
Evli	Deneme	0,037971799	0,336612	0,625416
Evli	Plasebo	0,055273598	0,415011	0,529715

4.2.4.3. Yaşamsal aktiviteler ve çalışma durumu

Çalışma durumuyla yaşamsal aktiviteleri gerçekleştirmedeki güçlük karşılaştırılmak istenmiş ve çalışıyor ve emekli terimlerinin katsayıları pozitif ancak anlamsız bulunmuştur. Diğer taraftan katsayılar birbirine çok yakın çıktığından aynı şıkları işaretlemiş olma olasılıklarının yüksek olduğu sonucuna varılır.

Tablo 4.63. Yaşamsal aktiviteler ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.8860	0.2877	100.62	<.0001	0.3438	-8.39	<.0001
Intercept2	-0.1639	0.2104	0.61	0.4359	0.2432	-0.67	0.5004
trtmnt ARTH	-0.3530	0.0388	3.12	0.0774	0.1536	-2.30	0.0216
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
wkstat15 1	0.3103	0.2773	1.25	0.2632	0.3418	0.91	0.3640
wkstat15 2	0.2989	0.2379	1.58	0.2089	0.2885	1.04	0.3003
wkstat15 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.64.Yaşamsal aktiviteler ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
Çalışıyor	Deneme	0,053466499	0,813345
Çalışıyor	Plasebo	0,076100534	1,157659
Emekli	Deneme	0,052860442	0,804125
Emekli	Plasebo	0,075237914	1,144537
Çalışmıyor	Deneme	0,039203079	0,596366
Çalışmıyor	Plasebo	0,055798963	0,848827

Tablo 4.65. Yaşamsal aktiviteler ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
Çalışıyor	Deneme	0,050752919	0,397780	0,551467
Çalışıyor	Plasebo	0,070718796	0,465816	0,463465
Emekli	Deneme	0,050206504	0,395508	0,554285
Emekli	Plasebo	0,069973271	0,463726	0,466301
Çalışmıyor	Deneme	0,037724175	0,335853	0,626423
Çalışmıyor	Plasebo	0,052849988	0,406266	0,540884

Tablo 4.65’den de görüldüğü gibi en bu aktiviteleri gerçekleştirmede en fazla güçlük çeken grup çalışmayan ve deneme grubunda yer alan hastalardır. En az sıkıntılı gruplar ise çalışan ya da emekli olmuş ve plasebo grubuna atanmış hastalardır.

4.2.4.4. Yaşamsal aktiviteler ve eğitim durumu

Eğitim durumu ve yaşamsal aktiviteler için GTD analizi gerçekleştirilmiş ve terimler için katsayılar pozitif ve anlamlı bulunmuştur. Buna göre 12 yıldan az eğitim almış olanların bu aktiviteleri gerçekleştirmede sorunu azdır. 13-15 yıl arası eğitim almış olanlar için ise model temelli katsayı anlamlı iken deneysel standart hatalara göre bu katsayı anlamlı değildir ancak katsayının pozitif olması bu grupta yer alanlar için bu aktiviteleri gerçekleştirmede daha az güçlük çekileceği sonucuna varılır.

Tablo 4.66. Yaşamsal aktiviteler ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-3.2168	0.3123	106.07	<.0001	0.3932	-8.18	<.0001
Intercept2	-0.5306	0.2410	4.85	0.0277	0.2927	-1.81	0.0698
trtmnt ARTH	-0.4171	0.2022	4.25	0.0391	0.1582	-2.64	0.0084
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
educat 1	0.8555	0.2714	9.94	0.0016	0.3438	2.49	0.0128
educat 2	0.6289	0.2854	4.86	0.0276	0.3448	1.82	0.0681
educat 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.67. Yaşamsal aktiviteler ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

EĞİTİM DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
≤ 12 yıl	Deneme	0,062137848	0,911923
≤ 12 yıl	Plasebo	0,094297557	1,383892
13-15 yıl	Deneme	0,049538754	0,727021
13-15 yıl	Plasebo	0,075177748	1,103294
> 15 yıl	Deneme	0,026412973	0,387632
> 15 yıl	Plasebo	0,040083119	0,588252

Tablo 4.68. Yaşamsal aktiviteler ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları

EĞİTİM DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
≤ 12 yıl	Deneme	0,058502621	0,418464	0,523034
≤ 12 yıl	Plasebo	0,086171769	0,494346	0,419482
13-15 yıl	Deneme	0,047200500	0,373768	0,579032
13-15 yıl	Plasebo	0,069921227	0,454634	0,475445
> 15 yıl	Deneme	0,025733280	0,253614	0,720652
> 15 yıl	Plasebo	0,038538381	0,331839	0,629623

Tablo 4.68'göre en bu aktiviteleri gerçekleştirmede en fazla güçlük yaşayan grup deneme grubunda yer alan ve 15 yıldan fazla eğitim almış hastalardır. En az güçlük çeken hastalarsa plasebo grubunda yer alan ve 12 yıldan

4.2.4.5. Yaşamsal aktiviteler ve cinsiyet

Tablo 4.69'da bayanlar için hesaplanan katsayı pozitifdir ancak anlamlı değildir. Bu bayanların söz konusu aktiviteleri gerçekleştirmede daha az güçlük çekiyor olduğunu göstermektedir.

Tablo 4.69. Yaşamsal aktiviteler ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.6874	0.2780	93.45	<.0001	0.3233	-8.31	<.0001
Intercept2	0.0098	0.2063	0.00	0.9620	0.2279	0.04	0.9656
trtmnt ARTH	-0.3936	0.1977	3.96	0.0465	0.1527	-2.58	0.0100
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
SEX FEMALE	0.0994	0.2173	0.21	0.6474	0.2574	0.39	0.6993
SEX MALE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.70. Yaşamsal aktiviteler ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı

CİNSİYET	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
Bayan	Deneme	0,05071163	0,752466
Bayan	Plasebo	0,07517023	1,115385
Erkek	Deneme	0,04591332	0,681268
Erkek	Plasebo	0,068057659	1,009848

Tablo 4.71. Yaşamsal aktiviteler ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları

CİNSİYET	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
Bayan	Deneme	0,048264080	0,381111	0,570625
Bayan	Plasebo	0,069914724	0,457358	0,472727
Erkek	Deneme	0,043897825	0,361313	0,594789
Erkek	Plasebo	0,063720960	0,438729	0,497550

Tablo 4.71'e göre deneme grubundaki erkekler yaşamsal aktiviteleri gerçekleştirmede en fazla güçlük çeken grubu oluşturmaktadırlar. Buna karşın plasebo grubundaki bayanlar yaşamsal aktiviteleri gerçekleştirmede en az sıkıntısı olan gruptur.

4.2.4.6. Yaşamsal aktiviteler ve hedef eklem

Tablo 4.72'den anlaşıldığı gibi sol kalça ve sol diz eklemi için hesaplanan katsayılar pozitif işaretli iken sağ kalça için hesaplanan katsayı negatif işaretlidir. Ancak tüm terimler için katsayılar anlamsızdır. Bu hastalığın bulunduğu eklemlerle bu aktiviteleri gerçekleştirmedeki güçlüğü açıklanamadığını göstermektedir.

Tablo 4.72. Yaşamsal aktiviteler ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.7781	0.2625	111.98	<.0001	0.3104	-8.95	<.0001
Intercept2	-0.0421	0.1773	0.06	0.8125	0.1830	-0.23	0.8182
trtmnt ARTH	-0.3539	0.2003	3.12	0.0772	0.1558	-2.27	0.0231
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
TARGET LH	0.2656	0.3397	0.61	0.4343	0.3828	0.69	0.4878
TARGET LK	0.3652	0.2316	2.49	0.1149	0.2779	1.31	0.1888
TARGET RH	-0.3588	0.3214	1.25	0.2643	0.3700	-0.97	0.3321
TARGET RK	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.73. Yaşamsal aktiviteler ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı

HEDEF EKLEM	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
Sol kalça	Deneme	0,056903411	0,877744
Sol kalça	Plasebo	0,081065322	1,250446
Sol diz	Deneme	0,062862844	0,969669
Sol diz	Plasebo	0,089555208	1,381403
Sağ kalça	Deneme	0,030476481	0,470105
Sağ kalça	Plasebo	0,043417183	0,669717
Sağ diz	Deneme	0,043630449	0,673007
Sağ diz	Plasebo	0,062156493	0,958774

Tablo 4.74'e göre sağ kalça ekleminden rahatsız olup deneme grubunda yer alan hastalar en fazla güçlük çeken hastalardır. Sol kalça ekleminden rahatsız olup plasebo grubuna atananlar ise en az güçlük çeken gruptur.

Tablo 4.74. Yaşamsal aktiviteler ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları

HEDEF EKLEM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
Sol kalça	Deneme	0,053839745	0,413606	0,532554
Sol kalça	Plasebo	0,074986516	0,480657	0,444356
Sol diz	Deneme	0,059144832	0,433156	0,507699
Sol diz	Plasebo	0,082194282	0,497885	0,419920
Sağ kalça	Deneme	0,029575135	0,290201	0,680224
Sağ kalça	Plasebo	0,041610569	0,359486	0,598904
Sağ diz	Deneme	0,041806416	0,360467	0,597726
Sağ diz	Plasebo	0,058519148	0,430957	0,510523

4.2.5. Altı hafta sonunda gelişme yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini

Hastalara verilen ilaçları 6 hafta süreyle kullanmaları istenmiştir. Daha sonra kullanılan ilaçları değiştirmeleri istenmiş ve böylece iki periyot tamamlanmıştır ve her iki periyodun sonunda da ilaçların 6 hafta sonundaki etkinliğinin belirlenebilmesi için şu soru yöneltmiştir: “ Bu ilacı almaya başladığınız 6 hafta öncesine göre romatizmanınız nasıl?” Soruya yanıt olabilecek seçenekler ise aşağıdaki gibi 5 şıkta toplanmıştır:

- () Çok daha iyi
- () İyi
- () Aynı
- () Kötü
- () Çok daha kötü

Yanıt değişkeni 5 şıklı sıralı kategorik yanıt değişkeni durumundadır. Bu yanıt değişkeni de her bir eş değişken için ayrı ayrı incelenmiştir.

4.2.5.1. Altı hafta sonunda gelişme ve yaş

Yaş eş değişkenine göre 6 hafta sonundaki iyileşme incelendiğinde katsayının işareti negatiftir. Bu da daha genç olanların daha fazla iyileşme gösterdiğini belirtmektedir. Yaşa ilişkin katsayı anlamlı değildir.

Tablo 4.75. Altı hafta sonunda gelişme ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Standard		Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard		Pr > Z
	Estimate	Error			Error	Z	
Intercept1	-0.4662	0.4514	1.07	0.3017	0.4556	-1.02	0.3062
Intercept2	0.1969	0.4507	0.19	0.6623	0.4545	0.43	0.6649
Intercept3	0.4345	0.4513	0.93	0.3357	0.4541	0.96	0.3387
Intercept4	1.7791	0.4609	14.90	0.0001	0.4745	3.75	0.0002
trtmnt ARTH	0.8347	0.1805	21.38	<.0001	0.1534	5.44	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
AGE	-0.0095	0.0070	1.86	0.1723	0.0072	-1.32	0.1860

Tablo 4.76. Altı hafta sonunda gelişme ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı

YAŞ	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
1	Deneme	1,431896802	2,779025	3,524364	13,52176
1	Plasebo	0,621449889	1,206110	1,529590	5,868505

Tablo 4.77. Altı hafta sonunda gelişme ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları

YAŞ	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
1	Deneme	0,588798341	0,146583	0,043593	0,152163	0,068862
1	Plasebo	0,383268020	0,163445	0,057966	0,249729	0,145592

Tablo 4.77'ye göre 6 hafta sonunda en fazla iyileşme gösteren grup deneme grubunda yer alanlardır. Plasebo grubundaki denekler ise daha az iyileştiğini belirtmişlerdir.

4.2.5.2. Altı hafta sonunda gelişme ve medeni durum

Katsayılar anlamlı bulunmamakla birlikte bekarlara ilişkin katsayı pozitifdir. Bu, bekarların 6 hafta sonunda daha fazla iyileşme gösterdikleri anlamındadır.

Tablo 4.78. Altı hafta sonunda gelişme ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.1045	0.1647	44.98	<.0001	0.1780	-6.21	<.0001
Intercept2	-0.4428	0.1567	7.99	0.0047	0.1615	-2.74	0.0061
Intercepts	-0.2043	0.1550	1.74	0.1875	0.1610	-1.27	0.2045
Intercept4	1.1754	0.1689	48.45	<.0001	0.1796	6.54	<.0001
trtmnt ARTH	0.8130	0.1815	20.06	<.0001	0.1535	5.29	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
maritl 0	0.0844	0.1805	0.22	0.6402	0.2020	0.42	0.6762
maritl 1	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.79. Altı hafta sonunda gelişme ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı

MEDENİ DURUM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bekar	Deneme	0,812938352	1,575543	1,999906	7,947044
Bekar	Plasebo	0,360558882	0,698794	0,887009	3,524716
Evli	Deneme	0,747142014	1,448024	1,83804	7,303838
Evli	Plasebo	0,331376529	0,642236	0,815218	3,239438

Tablo 4.80. Altı hafta sonunda gelişme ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları

MEDENİ DURUM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bekar	Deneme	0,448409264	0,163323	0,054924	0,221575	0,111769
Bekar	Plasebo	0,265007922	0,146339	0,058714	0,308931	0,221008
Evli	Deneme	0,427636682	0,163871	0,056137	0,231930	0,120426
Evli	Plasebo	0,248897680	0,142176	0,058028	0,315018	0,235880

Tablo 4.80'e göre 6 hafta sonunda en fazla iyileşme gösteren grup bekar olan ve deneme grubuna atanan hastalarken, en az iyileşme gösterenler plasebo grubundaki erkeklerdir.

4.2.5.3. Altı hafta sonunda gelişme ve çalışma durumu

Çalışanlar ve emekliler için hesaplanan katsayılar pozitifdir ancak anlamlı değildir.

Tablo 4.81. Altı hafta sonunda gelişme ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.0448	0.2034	26.39	<.0001	0.2057	-5.08	<.0001
Intercept2	-0.3988	0.1978	4.06	0.0438	0.1991	-2.00	0.0451
Intercepts	-0.1713	0.1967	0.76	0.3837	0.2007	-0.85	0.3932
Intercept4	1.2128	0.2081	33.96	<.0001	0.2219	5.47	<.0001
trtmnt ARTH	0.7823	0.1815	18.59	<.0001	0.1524	5.13	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
wkstat15 1	0.0509	0.2416	0.04	0.8331	0.2521	0.20	0.8389
wkstat15 2	0.0297	0.2144	0.02	0.8900	0.2395	0.12	0.9015
wkstat15 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.82. Altı hafta sonunda gelişme ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Çalışıyor	Deneme	0,809288348	1,544036	1,938472	7,736892
Çalışıyor	Plasebo	0,370130364	0,706169	0,886566	3,538490
Emekli	Deneme	0,792312020	1,511647	1,897809	7,574596
Emekli	Plasebo	0,362366191	0,691356	0,867968	3,464263
Çalışmıyor	Deneme	0,769126364	1,467412	1,842273	7,352938
Çalışmıyor	Plasebo	0,351762165	0,671125	0,842569	3,362888

Tablo 4.83. Altı hafta sonunda gelişme ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Çalışıyor	Deneme	0,447296501	0,159627	0,052763	0,225856	0,114457
Çalışıyor	Plasebo	0,270142443	0,143749	0,056045	0,309726	0,220338
Emekli	Deneme	0,442061433	0,159793	0,053057	0,228465	0,116624
Emekli	Plasebo	0,265982959	0,142776	0,055901	0,31134	0,224001
Çalışmıyor	Deneme	0,434749252	0,159968	0,053452	0,232113	0,119718
Çalışmıyor	Plasebo	0,260224893	0,141376	0,055679	0,313515	0,229206

Tablo 4.83'e göre 6 hafta sonunda en fazla iyileşme gösteren grup çalışıyor veya emekli iken deneme grubuna atanan hastalardır. Buna karşın 6 hafta sonunda daha da kötüye gittiğini belirten grup plasebo grubuna atanmış olup çalışmayan hastalardır.

4.2.5.4. Altı hafta sonunda gelişme ve eğitim durumu

Eğitim durumu için hesaplanan katsayılar negatiftir ve anlamlı değildir. Buna göre 6 haftalık ilaç tedavisi ile 12 yıldan az eğitim alma veya 13-15 yıl arasında eğitim alma terimleri arasında negatif yönlü bir ilişki vardır.

Tablo 4.84. Altı hafta sonunda gelişme ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.8317	0.2200	14.29	0.0002	0.2475	-3.36	0.0008
Intercept2	-0.1602	0.2166	0.55	0.4594	0.2400	-0.67	0.5044
Intercept3	0.0484	0.2163	0.05	0.8230	0.2378	0.20	0.8387
Intercept4	1.4264	0.2291	38.78	<.0001	0.2686	5.31	<.0001
trtmnt ARTH	0.8180	0.1816	20.29	<.0001	0.1541	5.39	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
educat 1	-0.3436	0.2337	2.16	0.1415	0.2701	-1.27	0.2032
educat 2	-0.2280	0.2437	0.88	0.3494	0.2782	-0.82	0.4124
educat 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.85. Altı hafta sonunda gelişme ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

EĞİTİM DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
≤ 12 yıl	Deneme	0,699562597	1,369164	1,686744	6,691245
≤ 12 yıl	Plasebo	0,308726348	0,604230	0,744383	2,952936
13-15 yıl	Deneme	0,785291730	1,536950	1,893449	7,511236
13-15 yıl	Plasebo	0,346559763	0,678277	0,835604	3,314809
>15 yıl	Deneme	0,986393418	1,930540	2,378333	9,434753
>15 yıl	Plasebo	0,435308632	0,851973	1,049590	4,163683

Tablo 4.86. Altı hafta sonunda gelişme ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları

EĞİTİM DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
≤ 12 yıl	Deneme	0,411613317	0,166297	0,049892	0,242180	0,130018
≤ 12 yıl	Plasebo	0,235898321	0,140750	0,050083	0,320292	0,252977
13-15 yıl	Deneme	0,439867455	0,165958	0,048566	0,228117	0,117492
13-15 yıl	Plasebo	0,257366789	0,146784	0,051070	0,313020	0,231760
>15 yıl	Deneme	0,496575054	0,162191	0,045230	0,200170	0,095834
>15 yıl	Plasebo	0,303285734	0,156750	0,052062	0,294242	0,193660

Tablo 4.86'dan da görüldüğü gibi 6 hafta sonunda çok fazla iyileşme hissettiğini belirtenler 15 yıldan fazla eğitim almış olup deneme grubuna atananlardır. Bununla birlikte en bu süre sonunda en az iyileşme sağlandığını belirtenler 12 yıldan az eğitim almış olup plasebo grubuna atanan hastalardır.

4.2.5.5. Altı hafta sonunda gelişme ve cinsiyet

Cinsiyete göre 6 hafta sonunda iyileşme incelenmiş ve bayanlar için hesaplanan katsayı negatif işaretli olarak hesaplanmıştır ancak katsayı anlamlı değildir. Buna göre bayanların 6 hafta sonunda iyileşme dereceleri erkeklere oranla daha azdır.

Tablo 4.89'a göre 6 hafta sonunda en fazla iyileşme gösteren grup deneme grubundaki erkeklerken en az iyileşme gösterdiğini ifade edenler ise plasebo grubuna atanmış bayanlardır.

Tablo 4.87. Altı hafta sonunda gelişme ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.0198	0.1921	28.18	<.0001	0.2180	-4.68	<.0001
Intercept2	-0.3619	0.1856	3.80	0.0511	0.2080	-1.74	0.0818
Intercept3	-0.1271	0.1844	0.48	0.4905	0.2072	-0.61	0.5396
Intercept4	1.2299	0.1977	38.69	<.0001	0.2174	5.66	<.0001
trtmnt ARTH	0.8336	0.1801	21.43	<.0001	0.1529	5.45	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
SEX FEMALE	-0.0553	0.1901	0.08	0.7710	0.2211	-0.25	0.8024
SEX MALE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.88. Altı hafta sonunda gelişme ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı

CİNSİYET	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bayan	Deneme	0,785448804	1,516492	1,917841	7,449895
Bayan	Plasebo	0,341263627	0,658889	0,833268	3,236848
Erkek	Deneme	0,830107557	1,602716	2,026885	7,873479
Erkek	Plasebo	0,360667066	0,696352	0,880646	3,420887

Tablo 4.89. Altı hafta sonunda gelişme ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları

CİNSİYET	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bayan	Deneme	0,439916732	0,162705	0,054659	0,224375	0,118345
Bayan	Plasebo	0,254434416	0,142753	0,057339	0,309449	0,236025
Erkek	Deneme	0,453584028	0,162202	0,053841	0,217677	0,112695
Erkek	Plasebo	0,265066360	0,145433	0,057768	0,305533	0,226199

4.2.5.6. Altı hafta sonunda gelişme ve hedef eklem

Hastalığın hangi ekleme bulunduğu ile ilgili hedef eklem eş değişkeninin 6 hafta sonundaki iyileşmeye olan etkisi incelenmeye çalışılmış ve olaya ilişkin katsayılar hesaplanmıştır. Burada eklemlere ilişkin elde edilen katsayıların tümü negatif işaretli olup anlamlı değildir. Bu, 6 hafta sonundaki iyileşme ile hastalığın bulunduğu eklem arasında önemli bir ilişki olmadığını göstermektedir.

Tablo 4.90. Altı hafta sonunda gelişme ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.9867	0.1739	32.20	<.0001	0.1885	-5.23	<.0001
Intercept2	-0.3132	0.1669	3.52	0.0605	0.1744	-1.80	0.0725
Intercept3	-0.1043	0.1654	0.40	0.5286	0.1742	-0.60	0.5496
Intercept4	1.2592	0.1792	49.38	<.0001	0.1942	6.48	<.0001
trtmnt ARTH	0.8364	0.1828	20.93	<.0001	0.1574	5.31	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
TARGET LH	-0.4402	0.3088	2.03	0.1540	0.3803	-1.16	0.2471
TARGET LK	-0.0310	0.2080	0.02	0.8814	0.2183	-0.14	0.8870
TARGET RH	-0.1651	0.2847	0.34	0.5619	0.3249	-0.51	0.6113
TARGET RK	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.91. Altı hafta sonunda gelişme ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı

HEDEF EKLEM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Sol kalça	Deneme	0,554050190	1,086542	1,338969	5,235174
Sol kalça	Plasebo	0,240051931	0,470763	0,580132	2,268230
Sol diz	Deneme	0,834185066	1,635911	2,015969	7,882144
Sol diz	Plasebo	0,361425263	0,708787	0,873454	3,415077
Sağ kalça	Deneme	0,729497017	1,430609	1,762970	6,892956
Sağ kalça	Plasebo	0,316067336	0,619836	0,763838	2,986494
Sağ diz	Deneme	0,860449803	1,687419	2,079443	8,130318
Sağ diz	Plasebo	0,372804920	0,731104	0,900955	3,522602

Tablo 4.92'ye göre çok daha iyi yanıtını verme olasılığı deneme grubunda yer alanlar için hemen hemen aynıdır ve bu olasılık bu gözelerde 0,16'dır. Bu da hangi eklem olursa olsun deneme grubunda yer alan hastaların yaklaşık olarak aynı yanıtları verdiğini göstermektedir.

Rahatsızlığı sağ kalça eklemünde iken deneme grubuna atanan hastalar 6 hafta sonunda en fazla iyileşme gösterdiklerini belirtmişken, plasebo grubunda yer alan ve rahatsızlığı sol kalça eklemünde olan hastalar bu süre sonunda en az iyileşme gösteren hastalardır.

Tablo 4.92. Altı hafta sonunda gelişme ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları

HEDEF EKLEM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Sol kalça	Deneme	0,164218	0,051723	0,267158	0,160380	0,026651
Sol kalça	Plasebo	0,126499	0,047060	0,326883	0,305976	0,054826
Sol diz	Deneme	0,165826	0,047807	0,218983	0,112585	0,021000
Sol diz	Plasebo	0,149314	0,051437	0,307277	0,226497	0,043468
Sağ kalça	Deneme	0,166783	0,049490	0,235234	0,126695	0,018018
Sağ kalça	Plasebo	0,142493	0,050401	0,316099	0,250847	0,037417
Sağ diz	Deneme	0,165400	0,047370	0,215209	0,109525	0,025121
Sağ diz	Plasebo	0,150769	0,051615	0,304940	0,221112	0,051764

4.2.6. İlaçların yeterliliği yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini

Bu bölümde hastaların ilaç kullandıktan sonra yaşamsal aktivitelerini yapmakta kolaylık kazanıp kazanmadıklarına ilişkin analize yer verilmiştir. İlaçları kullandıktan sonra hastaların bu aktiviteleri daha rahat yerine getirip getirmediikleri araştırılmak istenmiştir. Bu amaçla hastalara “İlaçlarınızı kullandıktan sonra yaşamsal aktiviteleri yapabilme konusunda ne kadar tatmin oluyorsunuz” şeklinde bir soru yöneltilmiştir. Sorunun şıkları ise;

- () Çok fazla
- () Biraz
- () Zayıf
- () Hiç

şeklinde dir. Böylece 4 şıklı sıralı kategorik bir değişken oluşturulmuştur. Bu yanıt değişkeni daha önceki bölümlerde de üzerinde çalışılan 6 farklı eş değişken için analiz edilmiş ve sonuçlar yorumlanmıştır.

4.2.6.1. İlaçların yeterliliği ve yaş

Yaş eş değişkeni için hesaplanan katsayı pozitifdir ancak anlamsızdır. Buna göre yaşı daha fazla olan denekler ilaç kullandıktan sonra yaşamsal aktiviteleri daha kolay yapabilmektedirler.

Tablo 4.93. İlaçların yeterliliği ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.0666	0.4124	6.69	0.0097	0.4360	-2.45	0.0144
Intercept2	0.9059	0.4105	4.87	0.0273	0.4391	2.06	0.0391
Intercept3	1.5310	0.4167	13.50	0.0002	0.4360	3.51	0.0004
trtmnt ARTH	-0.2913	0.1757	2.75	0.0973	0.1354	-2.15	0.0314
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
AGE	0.0030	0.0063	0.22	0.6367	0.0068	0.44	0.6589

Tablo 4.94. İlaçların yeterliliği ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı

YAŞ	GRUP	1 vs 2, 3, 4	1,2 vs 3, 4	1, 2, 3 vs 4
1	Deneme	0,257973090	1,854472	3,464956
1	Plasebo	0,345210812	2,481591	4,636687

Tablo 4.95. İlaçların yeterliliği ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları

YAŞ	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4
1	Deneme	0,205070436	0,444602	0,126361	0,223966
1	Plasebo	0,256622091	0,456153	0,109816	0,177409

Tablo 4.95'e göre ilaçları kullandıktan sonra yaşamsal aktiviteleri en rahat yapan grup plasebo grubuna atanmış olan yaşlı bireylerdir. İlaçlarını kullanmalarına rağmen yaşamsal aktivitelerini yapmada hala sıkıntı çektiğini belirten bireyler ise deneme grubunda yer alan daha genç bireylerdir.

4.2.6.2. İlaçların yeterliliği ve medeni durum

İlaç kullandıktan sonra yaşamsal aktiviteleri gerçekleştirmede bireylerin hala sıkıntı çekip çekmediği araştırılmış ve buna ilişkin bekar teriminin katsayısı pozitif ve model-temelli standart hatalara göre anlamlı bulunmuştur. Buna göre bekar olanlar evli olanlara göre ilaçları daha fazla yararlı bulmuşlardır.

Tablo 4.96. İlaçların yeterliliği ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.0507	0.1596	43.34	<.0001	0.1657	-6.34	<.0001
Intercept2	0.9299	0.1570	35.10	<.0001	0.1686	5.52	<.0001
Intercept3	1.5667	0.1717	83.29	<.0001	0.1825	8.59	<.0001
trtmnt ARTH	-0.2615	0.1770	2.18	0.1396	0.1373	-1.90	0.0568
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
maritl 0	0.3759	0.1807	4.33	0.0375	0.2161	1.74	0.0819
maritl 1	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.97. İlaçların yeterliliği ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı

MEDENİ DURUM	GRUP	1 vs 2, 3, 4	1,2 vs 3, 4	1, 2, 3 vs 4
Bekar	Deneme	0,392075835	2,841409	5,371461
Bekar	Plasebo	0,509258262	3,690640	6,976867
Evli	Deneme	0,269227105	1,951113	3,688427
Evli	Plasebo	0,349692878	2,534256	4,790812

Tablo 4.98. İlaçların yeterliliği ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları

MEDENİ DURUM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4
Bekar	Deneme	0,281648331	0,458031	0,103371	0,156950
Bekar	Plasebo	0,337422875	0,449387	0,087828	0,125362
Evli	Deneme	0,212118937	0,449026	0,125564	0,213291
Evli	Plasebo	0,259090704	0,457964	0,110258	0,172687

Tablo 4.98'e göre ilaçların yaşamsal aktiviteleri kolaylaştırmada en fazla etkili olduğunu söyleyen hastalar bekar olup deneme grubuna atanan hastalardır. Buna karşın evli olup deneme grubunda yer alan hastalar ilaçların bu aktivitelerde az etkisi olduğunu savunmuşlardır.

4.2.6.3. İlaçların yeterliliği ve çalışma durumu

Çalışma durumuna göre kullanılan ilaçların yaşamsal aktiviteleri kolaylaştırıp kolaylaştırmadığı araştırılmış ve katsayılar pozitif ancak anlamsız bulunmuştur.

Tablo 4.99. İlaçların yeterliliği ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.0390	0.1960	28.11	<.0001	0.2184	-4.76	<.0001
Intercept2	0.9329	0.1938	23.17	<.0001	0.2163	4.31	<.0001
Intercept3	1.5573	0.2052	57.62	<.0001	0.2247	6.93	<.0001
trtmnt ARTH	-0.2378	0.1767	1.81	0.1783	0.1359	-1.75	0.0803
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
wkstat15 1	0.2707	0.2392	1.28	0.2578	0.2859	0.95	0.3436
wkstat15 2	0.0672	0.2079	0.10	0.7464	0.2448	0.27	0.7836
wkstat15 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.100. İlaçların yeterliliği ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4	1,2 vs 3, 4	1, 2, 3 vs 4
Çalışıyor	Deneme	0,365642207	2,626888	4,904730
Çalışıyor	Plasebo	0,463800860	3,332091	6,221431
Emekli	Deneme	0,298316582	2,143200	4,001623
Emekli	Plasebo	0,378401302	2,718554	5,075880
Çalışmıyor	Deneme	0,278928445	2,003909	3,741550
Çalışmıyor	Plasebo	0,353808313	2,541870	4,745990

Tablo 4.101'e göre ilaçların yaşamsal aktiviteleri sıkıntısız bir şekilde yerine getirmede fazlaca etkili olduğunu söyleyen hastalar çalışan ve plasebo grubuna atanan hastalardır. Buna karşın ilaçların bu hareketleri yapmada kolaylaştırıcı bir etkisi olmadığını en fazla savunan grup çalışmayan ve deneme grubunda yer alan hastalardır.

Tablo 4.101. İlaçların yeterliliği ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4
Çalışıyor	Deneme	0,267743780	0,456538	0,106363	0,169356
Çalışıyor	Plasebo	0,316846965	0,452318	0,092359	0,138477
Emekli	Deneme	0,229771834	0,452081	0,118212	0,199935
Emekli	Plasebo	0,274521869	0,456556	0,104337	0,164585
Çalışmıyor	Deneme	0,218095427	0,449005	0,121998	0,210901
Çalışmıyor	Plasebo	0,261342991	0,456320	0,108302	0,174034

4.2.6.4. İlaçların yeterliliği ve eğitim durumu

Eğitim durumuna göre ilaçların yeterliliği değişkeni araştırıldığında katsayılar pozitif ancak anlamsızdır. Bu daha az eğitilmiş kişilerin ilaçlardan daha fazla memnun kaldığını göstermektedir.

Tablo 4.102. İlaçların yeterliliği ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.1998	0.2140	31.44	<.0001	0.2319	-5.17	<.0001
Intercept2	0.7889	0.2096	14.17	0.0002	0.2326	3.39	0.0007
Intercept3	1.4225	0.2198	41.90	<.0001	0.2475	5.75	<.0001
trtmnt ARTH	-0.2778	0.1771	2.46	0.1169	0.1369	-2.03	0.0425
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
educat 1	0.4173	0.2274	3.37	0.0665	0.2672	1.56	0.1183
educat 2	0.3227	0.2385	1.83	0.1760	0.2750	1.17	0.2406
educat 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.103. İlaçların yeterliliği ve eğitim değişkenleri için olasılıklar oranı

EĞİTİM	GRUP	1 vs 2, 3, 4	1,2 vs 3, 4	1, 2, 3 vs 4
≤ 12 yıl	Deneme	0,346351889	2,530457	4,768348
≤ 12 yıl	Plasebo	0,457261428	3,340766	6,295279
13-15 yıl	Deneme	0,315089044	2,302050	4,337942
13-15 yıl	Plasebo	0,415987528	3,039217	5,727047
>15 yıl	Deneme	0,228184675	1,667124	3,141499
>15 yıl	Plasebo	0,301254457	2,200974	4,147476

Tablo 4.104. İlaçların yeterliliği ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları

EĞİTİM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4
≤ 12 yıl	Deneme	0,257252128	0,459498	0,109890	0,173360
≤ 12 yıl	Plasebo	0,313781329	0,455845	0,093299	0,137075
13-15 yıl	Deneme	0,239595216	0,457563	0,115504	0,187338
13-15 yıl	Plasebo	0,293779090	0,458648	0,098919	0,148654
>15 yıl	Deneme	0,185790199	0,439274	0,133477	0,241458
>15 yıl	Plasebo	0,231510797	0,456084	0,118135	0,194270

Tablo 4.104'e göre ilaçların yaşamsal aktiviteleri kolaylaştırdığını en fazla savunan grup plasebo grubunda yer alan ve 12 yıldan az eğitimi olan gruptur. İlaçların bu konuda yararlılığına inanmayan grup ise 15 yıldan daha fazla eğitim almış ve deneme grubuna atanmış hastalardır.

4.2.6.5. İlaçların yeterliliği ve cinsiyet

Tablo 4.105. İlaçların yeterliliği ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.2340	0.1966	39.40	<.0001	0.2201	-5.61	<.0001
Intercept2	0.7554	0.1905	15.71	<.0001	0.2132	3.54	0.0004
Intercept3	1.3801	0.2006	47.32	<.0001	0.2276	6.06	<.0001
trtmnt ARTH	-0.2898	0.1756	2.72	0.0989	0.1364	-2.13	0.0336
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
SEX FEMALE	0.4732	0.1932	6.00	0.0143	0.2298	2.06	0.0395
SEX MALE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Cinsiyete göre ilaçların yaşamsal aktiviteleri kolaylaştırmada yeterli olup olmadığı araştırılmıştır. Burada cinsiyet değişkeninin bayan terimi için hesaplanan katsayı anlamlı ve pozitif işaretlidir. Bu durumda bayanlar erkeklere göre ilaçları yaşamsal aktiviteleri yerine getirmede daha fazla yararlı bulmuşlardır.

Tablo 4.106. İlaçların yeterliliği ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı

CİNSİYET	GRUP	1 vs 2, 3, 4	1,2 vs 3, 4	1, 2, 3 vs 4
Bekar	Deneme	0,337361575	2,466500	4,606646
Bekar	Plasebo	0,450769120	3,295639	6,155217
Evli	Deneme	0,217882359	1,592970	2,975166
Evli	Plasebo	0,291125743	2,128463	3,975299

Tablo 4.107. İlaçların yeterliliği ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları

CİNSİYET	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4
Bekar	Deneme	0,252259061	0,459266	0,110116	0,178360
Bekar	Plasebo	0,310710446	0,456495	0,093036	0,139758
Evli	Deneme	0,178902632	0,435439	0,134096	0,251562
Evli	Plasebo	0,225482099	0,454872	0,118653	0,200993

Tablo 4.107'den de anlaşıldığı gibi ilaçların yaşamsal aktiviteleri kolaylaştırdığını en fazla savunan grup bekar olup plasebo grubunda yer alan gruptur. İlaçların hiç etkisi olmadığını en fazla söyleyen denekler ise deneme grubunda olup evli olan hastalardır.

4.2.6.6. İlaçların yeterliliği ve hedef eklem

Bu yanıt değişkeni için son bir analiz hedef eklem eş değişkeni için gerçekleştirilmiş ve rahatsız olan eklem göre kullanılan ilacın yaşamsal aktiviteleri gerçekleştirmede yardımcı olup olmadığı araştırılmıştır. Burada hesaplanan katsayılar anlamsız olmakla birlikte sağ ve sol kalça eklemi terimi için hesaplanan katsayılar negatiftir. Buna göre rahatsızlığı bu eklemlerde olan hastalar bu ilaçların yeterliliğine inanmayan hastalardır.

Tablo 4.108. İlaçların yeterliliği ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.9513	0.1722	30.52	<.0001	0.1892	-5.03	<.0001
Intercept2	1.0437	0.1739	36.03	<.0001	0.1954	5.34	<.0001
Intercept3	1.6514	0.1868	78.17	<.0001	0.2146	7.69	<.0001
trtmnt ARTH	-0.3126	0.1778	3.09	0.0787	0.1381	-2.26	0.0236
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
TARGET LH	-0.0394	0.3115	0.02	0.8994	0.3942	0.10	0.9204
TARGET LK	0.3972	0.2102	3.57	0.0589	0.2563	1.55	0.1212
TARGET RH	-0.2629	0.2608	1.02	0.3134	0.2500	-1.05	0.2931
TARGET RK	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.109. İlaçların yeterliliği ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı

HEDEF EKLEM	GRUP	1 vs 2, 3, 4	1,2 vs 3, 4	1, 2, 3 vs 4
Sol kalça	Deneme	0,271633920	1,997108	3,667096
Sol kalça	Plasebo	0,371316678	2,729996	5,012827
Sol diz	Deneme	0,420336373	3,090398	5,674600
Sol diz	Plasebo	0,574589159	4,224496	7,757034
Sağ kalça	Deneme	0,217229691	1,597117	2,932631
Sağ kalça	Plasebo	0,296947477	2,183218	4,008832
Sağ diz	Deneme	0,282549930	2,077364	3,814463
Sağ diz	Plasebo	0,386238587	2,839705	5,214275

Tablo 4.110. İlaçların yeterliliği ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları

HEDEF EKLEM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4
Sol kalça	Deneme	0,213610156	0,452735	0,119389	0,214266
Sol kalça	Plasebo	0,270773837	0,461129	0,101786	0,166311
Sol diz	Deneme	0,295941427	0,459584	0,094653	0,149822
Sol diz	Plasebo	0,364913702	0,443680	0,077212	0,114194
Sağ kalça	Deneme	0,178462367	0,436495	0,130760	0,254283
Sağ kalça	Plasebo	0,228958753	0,456894	0,114500	0,199647
Sağ diz	Deneme	0,220303260	0,454743	0,117246	0,207707
Sağ diz	Plasebo	0,278623457	0,460940	0,099517	0,160920

Tablo 4.110'a göre ilaçları en fazla yararlı bulan grup sol dizinden rahatsız olan ve plasebo grubunda yer alan hastalardır. İlaçların etkisinin yetersiz olduğuna

en fazla inanlar ise sağ kalça ekleminden rahatsız olup deneme grubunda yer alan hastalardır.

4.2.7. Araştırmacıya göre iyileşme yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini

Hastalara ilaç tedavisi uygulandıktan sonra ne derece iyileştiklerini hissettiklerine ilişkin bir soru sorulmuştur. Ancak iyileşme derecesinin fiziksel testlerle araştırmacı doktor tarafından tekrar ortaya konulmasına çalışılmıştır. Bu amaçla araştırmacı doktor her denegin anket formunda yer alan “Araştırmacı doktorun hastalık konusunda izlenimi nasıldır?” sorusunu görüşmeden sonra kendisi yanıtlamıştır. Sorunun yanıtları;

- () Mükemmel
- () Çok iyi
- () İyi
- () Zayıf
- () Çok zayıf

şeklinde 5 şıkta toplanmıştır. GTD yöntemi, bu sıralı kategorik yanıt değişkeni ve söz konusu 6 eş değişken için uygulanmış ve sonuçlar yorumlanmıştır.

4.2.7.1. Araştırmacıya göre iyileşme ve yaş

Araştırmacının muayeneden sonra hastalıktaki iyileşme ve yaş değişkeni için analiz gerçekleştirildiğinde yaş değişkeni için hesaplanan katsayı negatif işaretli ve anlamlı hesaplanmıştır. Buna göre daha genç hastalar ilaç tedavisine daha kolay yanıt veriyorken daha yaşlı denekler için iyileşme daha az olarak gerçekleşmektedir.

Tablo 4.111. Araştırmacıya göre iyileşme ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.6160	0.4340	13.86	0.0002	0.5065	-3.19	0.0014
Intercept2	0.5955	0.4247	1.97	0.1608	0.5205	1.14	0.2526
Intercept3	1.9554	0.4359	20.12	<.0001	0.5420	3.61	0.0003
Intercept4	3.5048	0.4747	54.50	<.0001	0.6118	5.73	<.0001
AGE	-0.0138	0.0065	4.43	0.0353	0.0082	-1.68	0.0523
trtmnt ARTH	0.7337	0.1778	17.03	<.0001	0.1409	5.21	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.112. Araştırmacıya göre iyileşme ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı

YAŞ	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
1	Deneme	0,408158377	3,726614	14,51670	68,35399
1	Plasebo	0,195968764	1,789256	6,969894	32,81875

Tablo 4.113. Araştırmacıya göre iyileşme ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları

YAŞ	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
1	Deneme	0,289852607	0,498579	0,147121	0,050028	0,014419
1	Plasebo	0,163857761	0,477624	0,233046	0,095903	0,029569

Tablo 4.113'e göre deneme grubunda yer alan genç hastalar araştırmacıya göre en fazla iyileşme gösteren hastalardır. Buna karşın plasebo grubundaki yaşlı hastalar en az iyileşme göstermektedirler.

4.2.7.2. Araştırmacıya göre iyileşme ve medeni durum

Araştırmacının gözlemlerine göre medeni durumun iyileşmeye etkisi olup olmadığının belirlenmesi amacıyla analiz yapılmıştır. Bu amaçla hesaplanan medeni durum eş değişkeninin bekar terimine ilişkin katsayısı pozitif işaretli ancak anlamsızdır. Bu, araştırmacının gözlemlerine göre, bekarların tedaviye evlilere oranla daha iyi yanıt verdiğini göstermektedir.

Tablo 4.114. Araştırmacıya göre iyileşme ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.3922	0.1969	147.60	<.0001	0.2020	-11.84	<.0001
Intercept2	-0.2567	0.1506	2.91	0.0882	0.1554	-1.65	0.0986
Intercept3	1.0700	0.1607	44.34	<.0001	0.1788	5.99	<.0001
Intercept4	2.6173	0.2415	117.46	<.0001	0.2880	9.09	<.0001
trtmnt ARTH	0.7326	0.1785	16.83	<.0001	0.1394	5.25	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
maritl 0	0.0166	0.1768	0.01	0.9250	0.2082	0.08	0.9363
maritl 1	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.115. Araştırmacıya göre iyileşme ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı

MEDENİ DURUM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bekar	Deneme	0,193398974	1,636402	6,166923	28,97693
Bekar	Plasebo	0,092958697	0,786549	2,964179	13,92798
Evli	Deneme	0,190215051	1,609462	6,065397	28,49988
Evli	Plasebo	0,091428320	0,773600	2,915379	13,69869

Tablo 4.116. Araştırmacıya göre iyileşme ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları

MEDENİ DURUM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bekar	Deneme	0,162057265	0,458638	0,239775	0,106171	0,033359
Bekar	Plasebo	0,085052342	0,355209	0,307479	0,185271	0,066988
Evli	Deneme	0,159815699	0,456964	0,241686	0,107636	0,033898
Evli	Plasebo	0,083769423	0,352406	0,308422	0,187370	0,068033

Tablo 4.116'dan da görüldüğü gibi araştırmacının izlenimlerine göre en fazla iyileşme gösteren hastalar deneme grubunda yer alan bekar deneklerdir. Buna karşın tedaviyle en az iyileşme gösteren hastalar plasebo grubundaki evli deneklerdir.

4.2.7.3. Araştırmacıya göre iyileşme ve çalışma durumu

Araştırmacıya göre iyileşme yanıt değişkeni ile çalışma durumu analiz edilmiş ve buna ilişkin katsayılardan emekli terimi için hesaplanan anlamlı bulunmuştur. Çalışma ve emekli terimleri için hesaplanan katsayılar negatif işaretlidir. Bu çalışanların ve emekli olanların araştırmacıya göre daha az iyileştiklerini göstermektedir.

Tablo 4.117. Araştırmacıya göre iyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.0325	0.2210	84.61	<.0001	0.2263	-8.98	<.0001
Intercept2	0.1941	0.1884	1.06	0.3029	0.1967	0.99	0.3236
Intercept3	1.5550	0.2036	58.32	<.0001	0.2122	7.33	<.0001
Intercept4	3.1568	0.2790	128.01	<.0001	0.3035	10.40	<.0001
wkstat15 1	-0.2286	0.2424	0.89	0.3456	0.2727	-0.84	0.4018
wkstat15 2	-0.7980	0.2101	4.43	0.0001	0.2351	-3.40	0.0007
wkstat15 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTH	0.7314	0.1793	16.64	<.0001	0.1447	5.06	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.118. Araştırmacıya göre iyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Çalışıyor	Deneme	0,216600638	2,007520	7,828728	38,84580
Çalışıyor	Plasebo	0,104235762	0,966088	3,767456	18,69395
Emekli	Deneme	0,122566689	1,135985	4,430002	21,98147
Emekli	Plasebo	0,058983355	0,546675	2,131871	10,57825
Çalışmıyor	Deneme	0,272232173	2,523130	9,839452	48,82293
Çalışmıyor	Plasebo	0,131007592	1,214218	4,735087	23,49529

Tablo 4.119. Araştırmacıya göre iyileşme ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Çalışıyor	Deneme	0,178037584	0,489463	0,219233	0,088170	0,025097
Çalışıyor	Plasebo	0,094396293	0,396980	0,298869	0,158978	0,050777
Emekli	Deneme	0,109184327	0,422648	0,284006	0,140649	0,043513
Emekli	Plasebo	0,055698094	0,297754	0,327250	0,232929	0,086369
Çalışmıyor	Deneme	0,213979947	0,502181	0,191583	0,072185	0,020071
Çalışmıyor	Plasebo	0,115832637	0,432541	0,277261	0,133541	0,040824

Tablo 4.119’da görüldüğü gibi araştırmacının gözüyle tedaviye en fazla yanıt verenler deneme grubunda olup çalışmayanlardır. Buna karşın plasebo grubunda yer alan ve emekli olan denekler en az iyileşme göstermişlerdir.

4.2.7.4. Araştırmacıya göre iyileşme ve eğitim durumu

Araştırmacıya göre iyileşme yanıt değişkeninin eğitim eş değişkenine göre incelenmesi sonucunda 12 yıldan az eğitim almış olma terimi anlamlı bulunmuştur. Bu katsayı negatif işaretli iken 13-15 yıl terimine ilişkin katsayı pozitifdir. Bu, 12 yıldan az eğitim almış olmanın iyileşme derecesinde olumsuz etkisi olduğunu göstermektedir.

Tablo 4.120. Araştırmacıya göre iyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.2093	0.2386	85.72	<.0001	0.2508	-8.81	<.0001
Intercept2	-0.0123	0.2063	0.00	0.9524	0.2231	-0.06	0.9560
Intercept3	1.3368	0.2190	37.26	<.0001	0.2516	5.31	<.0001
Intercept4	2.9347	0.2894	102.84	<.0001	0.3909	7.51	<.0001
educat 1	-0.5519	0.2284	5.84	0.0157	0.2711	-2.04	0.0417
educat 2	0.0700	0.2404	0.08	0.7708	0.2836	0.25	0.8049
educat 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTH	0.7482	0.1791	17.45	<.0001	0.1422	5.26	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.121. Araştırmacıya göre iyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

EĞİTİM DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
≤ 12 yıl	Deneme	0,133587311	1,202016	4,632515	22,89686
≤ 12 yıl	Plasebo	0,063215864	0,568815	2,192188	10,83520
13-15 yıl	Deneme	0,216297609	1,946241	7,500727	37,07341
13-15 yıl	Plasebo	0,102355831	0,920996	3,549476	17,54379
>15 yıl	Deneme	0,231980955	2,087360	8,044591	39,76154
>15 yıl	Plasebo	0,109777466	0,987775	3,806842	18,81586

Tablo 4.122. Araştırmacıya göre iyileşme ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları

EĞİTİM DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
≤ 12 yıl	Deneme	0,117844748	0,428026	0,276589	0,135694	0,041846
≤ 12 yıl	Plasebo	0,059457224	0,303119	0,324159	0,228771	0,084494
13-15 yıl	Deneme	0,177832800	0,482752	0,221779	0,091372	0,026265
13-15 yıl	Plasebo	0,092851898	0,386585	0,300758	0,165879	0,053926
>15 yıl	Deneme	0,188299141	0,487800	0,213338	0,086030	0,024533
>15 yıl	Plasebo	0,098918449	0,398007	0,295038	0,157572	0,050465

Tablo 4.122’de görüldüğü gibi araştırmacıya göre en fazla iyileşme gösteren grup 15 yıldan fazla eğitim almış ve deneme grubuna atanmış hastalardır. En az iyileşme gösteren grup ise 12 yıldan az eğitilmiş ve plasebo grubunda yer alan deneklerdir.

4.2.7.5. Araştırmacıya göre iyileşme ve cinsiyet

Çalışmada araştırmacıya göre iyileşme derecesi cinsiyet dikkate alınarak araştırılmıştır. Burada, cinsiyet eş değişkeninin bayan terimi için elde edilen katsayı negatif işaretlidir ancak anlamlı bulunmamıştır. Bu sonuç bayan hastaların ilaç tedavisi sonucunda, araştırmacının gözlemlerine göre daha az iyileştiğini göstermektedir.

Tablo 4.123. Araştırmacıya göre iyileşme ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.3208	0.2256	105.82	<.0001	0.2578	-9.00	<.0001
Intercept2	-0.1535	0.1898	0.65	0.4187	0.2174	-0.71	0.4802
Intercept3	1.1902	0.1997	35.52	<.0001	0.2425	4.91	<.0001
Intercept4	2.7328	0.2690	103.21	<.0001	0.3471	7.87	<.0001
trtmnt ARTH	0.7373	0.1772	17.31	<.0001	0.1385	5.32	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
SEX FEMALE	-0.1253	0.1944	0.42	0.5192	0.2410	-0.52	0.6031
SEX MALE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.124. Araştırmacıya göre iyileşme ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı

CİNSİYET	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bayan	Deneme	0,181082962	1,581700	6,062971	28,35490
Bayan	Plasebo	0,086630789	0,756691	2,900549	13,56510
Erkek	Deneme	0,205255445	1,792838	6,872308	32,13996
Erkek	Plasebo	0,098194998	0,857701	3,287739	15,37588

Tablo 4.125. Araştırmacıya göre iyileşme ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları

CİNSİYET	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bayan	Deneme	0,153319426	0,459339	0,245758	0,107518	0,034066
Bayan	Plasebo	0,079724217	0,351024	0,312878	0,187717	0,068657
Erkek	Deneme	0,170300368	0,471641	0,231031	0,096852	0,030175
Erkek	Plasebo	0,089414902	0,372285	0,305077	0,172158	0,061065

Tablo 4.125'e anlaşılabacağı gibi, araştırmacıya göre erkek olup deneme grubunda yer alan hastalar en fazla iyileşme göstermişken bayan olup plasebo grubunda yer alanlar en az iyileşme göstermişlerdir.

4.2.7.6. Araştırmacıya göre iyileşme ve hedef eklem

Rahatsızlığın bulunduğu eklem itibarıyla araştırmacıya göre iyileşme incelenmiş ve sağ kalça eklemi terimine ait katsayı negatif işaretli, diğer katsayılar pozitif işaretli hesaplanmıştır. Buna göre sağ kalça ekleminden rahatsız olan hastalar için iyileşme diğer eklemlere göre daha az gerçekleşmiştir. Bununla birlikte katsayılar anlamlı değildir.

Tablo 4.126. Araştırmacıya göre iyileşme ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-2.5608	0.2105	147.95	<.0001	0.2109	-12.14	<.0001
Intercept2	-0.3679	0.1609	5.23	0.0222	0.1715	-2.15	0.0319
Intercept3	0.9469	0.1689	31.45	<.0001	0.1818	5.21	<.0001
Intercept4	2.5339	0.2510	101.94	<.0001	0.2895	8.75	<.0001
trtmnt ARTH	0.7307	0.1793	16.61	<.0001	0.1402	5.21	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
TARGET LH	-0.0388	0.3091	0.02	0.9001	0.3642	-0.11	0.9152
TARGET LK	0.3189	0.2038	2.45	0.1175	0.2359	1.35	0.1764
TARGET RH	0.4972	0.2820	3.11	0.0778	0.3435	1.45	0.1478
TARGET RK	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.127. Araştırmacıya göre iyileşme ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı

HEDEF EKLEM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Sol kalça	Deneme	0,154293291	1,382647	5,148987	25,17371
Sol kalça	Plasebo	0,074303294	0,665844	2,479607	12,12295
Sol diz	Deneme	0,220645045	1,977236	7,363240	35,99932
Sol diz	Plasebo	0,106256425	0,952181	3,545928	17,33626
Sağ kalça	Deneme	0,097558801	0,874240	3,255676	15,91720
Sağ kalça	Plasebo	0,046981564	0,421009	1,567842	20,72001
Sağ diz	Deneme	0,160397527	1,437348	5,352694	26,16964
Sağ diz	Plasebo	0,077242921	0,692186	2,577706	12,60256

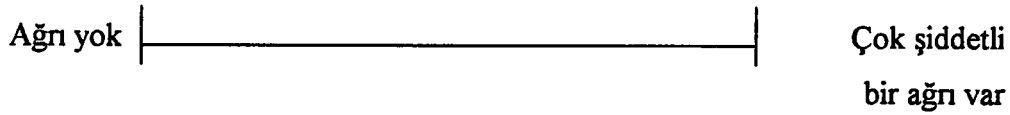
Tablo 4.128. Araştırmacıya göre iyileşme ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları

HEDEF EKLEM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Sol kalça	Deneme	0,133669053	0,446630	0,257073	0,124422	0,038206
Sol kalça	Plasebo	0,069164168	0,330539	0,312908	0,211186	0,076202
Sol diz	Deneme	0,180761021	0,483357	0,216311	0,092543	0,027028
Sol diz	Plasebo	0,096050448	0,391702	0,292270	0,165440	0,054537
Sağ kalça	Deneme	0,088887083	0,377563	0,298569	0,175869	0,059111
Sağ kalça	Plasebo	0,044873345	0,251402	0,314293	0,343392	0,046040
Sağ diz	Deneme	0,138226361	0,451492	0,252868	0,120608	0,036806
Sağ diz	Plasebo	0,071704274	0,337344	0,311443	0,205993	0,073516

Tablo 4.128'den de anlaşılacağı gibi araştırmacıya göre tedaviye en fazla yanıt veren grup sol diz ekleminden rahatsız olup deneme grubunda yer alan hastalardır. En az iyileşme gösterenler ise sağ kalça ekleminden rahatsız olup plasebo grubunda yer alan hastalardır.

4.2.8. Aktivitede ağrı şiddeti yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini

Hastalara bazı aktiviteleri yerine getirirken ağrı çekip çekmedikleri sorulmuştur ve alınan yanıtlara göre 6 eş değişken dikkate alınarak analiz yapılmıştır. Soru "Aşağıdaki aktiviteleri yaparken ağrı çekiyor musunuz? (yürüme, merdiven inip çıkma, koşma...)"



Yanıtlayıcılardan bu cetvel üzerinde bir noktayı işaretlemeleri istenmiştir. Daha sonra bu cetvel dikkate alınarak 5 şıklı yanıt değişkeni oluşturulmuş ve 6 farklı eş değişken için analiz gerçekleştirilmiştir.

4.2.8.1. Aktivitede ağrı şiddeti ve yaş

Bu yanıt değişkeni dikkate alınarak yaş için çözümleme yapıldığında yaş için negatif işaretli anlamlı olmayan bir katsayı elde edilmiştir. Buna göre yaşı

daha fazla olan deneklerin bu aktiviteleri gerçekleştirmede daha fazla ağrı çekme olasılığı yüksektir.

Tablo 4.129. Aktivitede ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.8773	0.4306	4.15	0.0416	0.5137	-1.71	0.0877
Intercept2	0.3506	0.4279	0.67	0.4126	0.5162	0.68	0.4971
Intercept3	1.6313	0.4357	14.02	0.0002	0.5138	3.18	0.0015
Intercept4	3.1105	0.4854	41.07	<.0001	0.5345	5.82	<.0001
AGE	-0.0041	0.0066	0.39	0.5318	0.0080	-0.52	0.6044
trtmnt ARTH	0.7785	0.1842	17.87	<.0001	0.1477	5.27	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.130. Aktivitede ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı

YAŞ	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
1	Deneme	0,902217	3,080217	11,08619	48,66208
1	Plasebo	0,414203	1,414109	5,089604	22,34047

Tablo 4.131. Aktivitede ağrı şiddeti ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları

YAŞ	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
1	Deneme	0,474298	0,280617	0,162346	0,062603	0,020136
1	Plasebo	0,292888	0,292881	0,250017	0,121370	0,042844

Tablo 4.131'e göre çeşitli aktiviteler sırasında en fazla ağrı hissedenler plasebo grubunda yer alan daha yaşlı deneklerdir.

4.2.8.2. Aktivitede ağrı şiddeti ve medeni durum

Medeni duruma göre aktivitede ağrı şiddeti incelendiğinde medeni durum eş değişkeninin bekar terimine ilişkin katsayı negatif ancak anlamsızdır. Bu bekarların evlilere göre aktivitelerde daha fazla ağrı hissettiğini gösterir.

Tablo 4.132. Aktivitede ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.9570	0.1645	33.86	<.0001	0.1745	-5.49	<.0001
Intercept2	0.2456	0.1563	2.47	0.1163	0.1674	1.47	0.1424
Intercept3	1.5291	0.1811	71.27	<.0001	0.1776	8.61	<.0001
Intercept4	2.9959	0.2800	114.50	<.0001	0.3029	9.89	<.0001
trtmnt ARTH	0.7561	0.1855	16.61	<.0001	0.1485	5.09	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
maritl 0	-0.3188	0.1858	2.94	0.0862	0.2158	-1.48	0.1396
maritl 1	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.133. Aktivitede ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı

MEDENİ DURUM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bekar	Deneme	0,594699	1,979610	7,144908	30,97561
Bekar	Plasebo	0,279208	0,929415	3,354491	14,54286
Evli	Deneme	0,817994	2,722907	9,827652	42,60621
Evli	Plasebo	0,384043	1,278388	4,614022	20,00335

Tablo 4.134. Aktivitede ağrı şiddeti ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları

MEDENİ DURUM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bekar	Deneme	0,372922	0,291463	0,212838	0,091502	0,031274
Bekar	Plasebo	0,218266	0,263442	0,288644	0,165310	0,064338
Evli	Deneme	0,449943	0,281449	0,176251	0,069424	0,022933
Evli	Plasebo	0,277479	0,283614	0,260781	0,130514	0,047611

Tablo 4.134'e göre aktivitelerde en fazla ağrı şikayeti olan grup bekar olup plasebo grubunda yer alan hastalardır. Buna karşın hareket ederken en az ağrı hisseden grup ise evli olup deneme grubuna atanan hastalardır.

4.2.8.3. Aktivitede ağrı şiddeti ve çalışma durumu

Çalışma durumuna göre aktivitede ağrı incelendiğinde elde edilen katsayılardan emekli terimine ait olan negatifken diğerleri pozitifdir. Ancak bütün katsayılar anlamsızdır. Buna göre emekli olanlar diğer gruplara göre hareketlerinde ağrılarında daha fazla şikayet etmektedirler.

Tablo 4.135. Aktivitede ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.0619	0.2024	27.52	<.0001	0.2272	-4.67	<.0001
Intercept2	0.1779	0.1938	0.84	0.3586	0.2180	0.82	0.4145
Intercept3	1.4263	0.2119	45.31	<.0001	0.2236	6.38	<.0001
Intercept4	2.8861	0.3005	92.23	<.0001	0.3170	9.10	<.0001
wkstat15 1	0.0044	0.2529	0.00	0.9861	0.3026	0.01	0.9884
wkstat15 2	-0.0655	0.2138	0.09	0.7592	0.2508	-0.26	0.7940
wkstat15 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTI	0.7250	0.1851	15.34	<.0001	0.1459	4.97	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.136. Aktivitede ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Çalışıyor	Deneme	0,717128669	2,477623910	8,633931816	37,16992624
Çalışıyor	Plasebo	0,347323033	1,199974132	4,181625305	18,00230851
Emekli	Deneme	0,668713207	2,310352245	8,051029730	34,66047539
Emekli	Plasebo	0,323874236	1,118960355	3,899311504	16,78691980
Çalışmıyor	Deneme	0,713980234	2,466746313	8,596025970	37,00673785
Çalışmıyor	Plasebo	0,345798169	1,194705845	4,163266573	17,92327236

Tablo 4.137'ye göre en az ağrı şikayeti olanlar deneme grubunda olup çalışanlardır. Buna karşın emekli olup plasebo grubunda yer alanlar hareket ederken ağrıdan en fazla şikayet eden gruptur.

Tablo 4.137. Aktivitede ağrı şiddeti ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Çalışıyor	Deneme	0,417632459	0,294814882	0,183752879	0,077601144	0,026199
Çalışıyor	Plasebo	0,257787498	0,287661703	0,261561160	0,140364455	0,052625
Emekli	Deneme	0,400735851	0,297181493	0,191597990	0,082442415	0,028042
Emekli	Plasebo	0,244641241	0,283429212	0,267819235	0,147889223	0,056221
Çalışmıyor	Deneme	0,416562700	0,294982389	0,184245106	0,077898681	0,026311
Çalışmıyor	Plasebo	0,256946530	0,287411543	0,261966085	0,140830859	0,052845

4.2.8.4. Aktivitede ağrı şiddeti ve eğitim durumu

Eğitim durumu dikkate alınarak aktivitede ağrı incelendiğinde hesaplanan katsayılar anlamlı bulunmuştur. 12 yıldan az eğitim almış olma ile 13-15 yıl arası eğitim almış olma terimlerinin işaretleri negatiftir. Buna göre daha az eğitim almış olanların daha fazla ağrı şikayeti olduğu sonucuna varılabilir.

Tablo 4.138. Aktivitede ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.4923	0.2189	5.06	0.0245	0.2440	-2.02	0.0437
Intercept2	0.7811	0.2222	12.36	0.0004	0.2538	3.08	0.0021
Intercept3	2.0373	0.2431	70.24	<.0001	0.2922	6.97	<.0001
Intercept4	3.5262	0.3242	118.28	<.0001	0.3701	9.53	<.0001
Educat 1	-0.9415	0.2464	14.60	0.0001	0.2986	-3.15	0.0016
Educat 2	-0.7329	0.2571	8.13	0.0044	0.2998	-2.44	0.0145
Educat 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTH	0.8404	0.1873	20.12	<.0001	0.1532	5.48	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.139. Aktivitede ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

EĞİTİM DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
≤ 12 yıl	Deneme	0,552446	1,973878	6,932358	30,72572
≤ 12 yıl	Plasebo	0,238401	0,851803	2,991575	13,25931
13-15 yıl	Deneme	0,680587	2,431723	8,540333	37,85261
13-15 yıl	Plasebo	0,293699	1,049381	3,685477	16,33484
>15 yıl	Deneme	1,416374	5,060676	17,77335	78,77534
>15 yıl	Plasebo	0,611219	2,183873	7,669873	33,99454

Tablo 4.140. Aktivitede ağrı şiddeti ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları

EĞİTİM DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
≤ 12 yıl	Deneme	0,355855	0,307884	0,210195	0,094546	0,031520
≤ 12 yıl	Plasebo	0,192507	0,267478	0,289487	0,180398	0,070130
13-15 yıl	Deneme	0,404970	0,303631	0,186581	0,079080	0,025738
13-15 yıl	Plasebo	0,227023	0,285025	0,274527	0,155738	0,057687
>15 yıl	Deneme	0,586157	0,248845	0,111731	0,040732	0,012535
>15 yıl	Plasebo	0,379352	0,306565	0,198741	0,086766	0,028576

Hareket ederken ağrıdan en fazla şikayet eden grup plasebo grubunda olup 12 yıldan az eğitim almış hastalardır. Buna karşın 15 yıldan fazla eğitim almış ve deneme grubuna atanmış hastalar en az ağrı şikayeti olan hastalardır.

4.2.8.5. Aktivitede ağrı şiddeti ve cinsiyet

Aktivitede ağrı şiddeti değişkeni cinsiyet dikkate alınarak incelenmiştir. Buna göre bayanlar için hesaplanan katsayı hem model-temelli hem de deneysel standart hatalara göre anlamlıdır. Diğer taraftan katsayının işareti negatiftir. Bu sonuç bayan hastaların erkeklere oranla hareket ederken daha fazla ağrı şikayeti olduğunu göstermektedir.

Tablo 4.141. Aktivitede ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.7666	0.2022	14.38	0.0001	0.2226	-3.44	0.0006
Intercept2	0.4676	0.1997	5.49	0.0192	0.2200	2.13	0.0335
Intercept3	1.7545	0.2201	63.57	<.0001	0.2345	7.48	<.0001
Intercept4	3.2355	0.3068	111.24	<.0001	0.3436	9.42	<.0001
trtmnt ARTH	0.7774	0.1840	17.85	<.0001	0.1462	5.32	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
SEX FEMALE	-0.4988	0.2035	6.01	0.0142	0.2356	-2.12	0.0343
SEX MALE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.142. Aktivitede ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı

CİNSİYET	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bekar	Deneme	0,613852873	2,108970682	7,637726650	33,58568720
Bekar	Plasebo	0,282126423	0,969281697	3,510294721	15,43596228
Evli	Deneme	1,010858531	3,472934799	12,57738047	55,30702861
Evli	Plasebo	0,464589992	1,596158811	5,780556741	25,41907814

Tablo 4.143. Aktivitede ağrı şiddeti ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları

CİNSİYET	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bekar	Deneme	0,380364830	0,297985305	0,205878663	0,086857508	0,028914
Bekar	Plasebo	0,220045713	0,272154920	0,286084366	0,160872808	0,060842
Evli	Deneme	0,502699974	0,273733164	0,149914953	0,055892137	0,017760
Evli	Plasebo	0,317215053	0,297600498	0,237703934	0,109629081	0,037851

Tablo 4.143'e göre hareket ederken en az ağrı şikayeti olan hastalar evli olup deneme grubuna atananlarken en fazla şikayeti olan hastalar bekar olup plasebo grubunda yer alan hastalardır.

4.2.8.6. Aktivitede ağrı şiddeti ve hedef eklem

Hastaların bir takım aktivitelerde ağrı hissedip hissetmedikleri, rahatsızlığın bulunduğu eklem itibarı ile incelenmiş ve sol kalça eklemi terimine

ilişkin katsayı negatif, diğer katsayılar pozitif işaretli hesaplanmıştır. Ancak katsayıların tümü anlamsızdır.

Tablo 4.144. Aktivitede ağrı şiddeti ve eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > Chisq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.1889	0.1767	45.29	<.0001	0.1888	-6.30	<.0001
Intercept2	0.0315	0.1652	0.04	0.8489	0.1751	0.18	0.8574
Intercept3	1.3285	0.1863	50.84	<.0001	0.1919	6.92	<.0001
Intercept4	2.9079	0.2970	95.89	<.0001	0.3450	8.43	<.0001
trtmnt ARTH	0.7507	0.1850	16.46	<.0001	0.1491	5.03	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
TARGET LH	-0.0607	0.3196	0.04	0.8494	0.3783	-0.16	0.8725
TARGET LK	0.1834	0.2112	0.75	0.3850	0.2456	0.75	0.4552
TARGET RH	0.3396	0.2947	1.33	0.2491	0.3254	1.04	0.2967
TARGET RK	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.145. Aktivitede ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı

HEDEF EKLEM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Sol kalça	Deneme	0,607198	2,057517	7,527026	36,52146
Sol kalça	Plasebo	0,286619	0,971222	3,553027	17,23944
Sol diz	Deneme	0,775071	2,626363	9,608038	46,61862
Sol diz	Plasebo	0,365862	1,239738	4,535340	22,00567
Sağ kalça	Deneme	0,906105	3,070376	11,23237	54,49996
Sağ kalça	Plasebo	0,427714	1,449328	5,302084	25,72594
Sağ diz	Deneme	0,645197	2,186277	7,998068	38,80698
Sağ diz	Plasebo	0,304556	1,032001	3,775376	18,31829

Hareket ederken en az ağrı çeken hastalar deneme grubunda olup sağ kalça ekleminden şikayeti olan deneklerdir. Buna karşın hareket ederken en fazla ağrı şikayeti olanlar, sol kalça ekleminden rahatsız olup plasebo grubunda yer alan hastalardır.

Tablo 4.146. Aktivitede ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları

HEDEF EKLEM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Sol kalça	Deneme	0,377799	0,295138	0,209789	0,090623	0,026651
Sol kalça	Plasebo	0,222769	0,269931	0,287665	0,164808	0,054826
Sol diz	Deneme	0,436642	0,287599	0,181490	0,073268	0,021000
Sol diz	Plasebo	0,267861	0,285658	0,265823	0,137190	0,043468
Sağ kalça	Deneme	0,475370	0,278952	0,163927	0,063732	0,018018
Sağ kalça	Plasebo	0,299580	0,292145	0,249598	0,121261	0,037417
Sağ diz	Deneme	0,392170	0,293984	0,202711	0,086014	0,025121
Sağ diz	Plasebo	0,233456	0,274419	0,282718	0,157643	0,051764

4.2.9. Hareketlerde ortalama ağrı yanıt değişkeninin GTD yöntemi ile tahmini

Araştırmada deneklerin 17 farklı işlevi ne derecede ağrı ile yaptığı araştırılmak istenmiştir. Buna göre 17 işlev belirlenmiş (yürüme, koşma araba kullanma, merdiven inip çıkma,...) ve aşağıdaki cetvel üzerinde bu hareketlerden her birini yaparken ne derecede ağrı çektiklerini işaretlemeleri istenmiştir.

Hiç ağrı
Olmaksızın



Çok şiddetli
Bir ağrı ile

Denekler 17 sorunun her biri için bu cetvel üzerinden bir nokta işaretlemişlerdir. 17 sorunun yanıtları dikkate alınarak bir ağrı skoru oluşturulmuştur. Daha sonra değişken 5 şıklı bir kategorik değişken durumuna dönüştürülmüştür. Yanıt değişkeni 6 eş değişken için ayrı ayrı analiz edilmiş ve sonuçlar yorumlanmıştır.

4.2.9.1. Hareketlerde ortalama ağrı ve yaş

Yaşa göre 17 hareket sırasındaki ortalama ağrı araştırılmış ve buna ilişkin olarak elde edilen katsayı anlamlı bulunmuştur. Katsayı negatif işaretlidir. Bu, yaş arttıkça deneklerin bir takım hareketleri yapmada hasta eklemlerinde daha fazla ağrı hissettiklerini göstermektedir.

Tablo 4.147. Hareketlerde ortalama ağrı ve yaş değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	0.2323	0.4335	0.29	0.5921	0.5663	0.41	0.6817
Intercept2	1.1287	0.4366	6.68	0.0097	0.5629	2.01	0.0449
Intercept3	2.2649	0.4488	25.46	<.0001	0.5661	4.00	<.0001
Intercept4	3.6026	0.4861	54.92	<.0001	0.6045	5.96	<.0001
AGE	-0.0154	0.0067	5.20	0.0226	0.0089	-1.73	0.0831
trtmnt ARTH	0.5872	0.1843	10.15	0.0014	0.1303	4.50	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.148. Hareketlerde ortalama ağrı ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı

YAŞ	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
1	Deneme	2,234684	5,476685	17,05938	65,00083
1	Plasebo	1,242220	3,044388	9,482993	36,13276

Tablo 4.149. Hareketlerde ortalama ağrı ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları

YAŞ	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
1	Deneme	0,690851	0,154749	0,099027	0,040222	0,015151
1	Plasebo	0,554013	0,198730	0,151864	0,068462	0,026930

Tablo 4.149'a göre hiç ağrı olmaksızın bu hareketleri yapabildiğini en fazla ifade edenler deneme grubunda yer almaktadırlar. Buna göre daha genç olup deneme grubunda yer alan hastalar 17 hareketi yapmada en az ağrı şikayeti olan gruptur.

4.2.9.2. Hareketlerde ortalama ağrı ve medeni durum

17 hareket için hesaplanan ortalama ağrı şiddeti medeni duruma göre incelenmiş ve bekar teriminin katsayısı anlamlı bulunmuştur. Aynı zamanda bu katsayı negatif işaretlidir. Bu, bekar olanların evli olanlara göre bu hareketleri yapmada daha fazla ağrı şikayeti olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 4.150. Hareketlerde ortalama ağrı ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.4812	0.1583	9.24	0.0024	0.1749	-2.75	0.0059
Intercept2	0.3933	0.1568	6.29	0.0121	0.1704	2.31	0.0210
Intercept3	1.4911	0.1777	70.40	<.0001	0.1854	8.04	<.0001
Intercept4	2.8342	0.2545	124.05	<.0001	0.2535	11.18	<.0001
trtmnt ARTH	0.5561	0.1858	8.96	0.0028	0.1301	4.27	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
maritl 0	-0.4267	0.1869	5.21	0.0224	0.2273	-1.88	0.0404
maritl 1	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.151. Hareketlerde ortalama ağrı ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı

MEDENİ DURUM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bekar	Deneme	0,703421	1,686575	5,055617	19,36757
Bekar	Plasebo	0,403370	0,967152	2,899099	11,10616
Evli	Deneme	1,077776	2,584159	7,746181	29,67485
Evli	Plasebo	0,618041	1,481863	4,441979	17,01678

Tablo 4.152. Hareketlerde ortalama ağrı ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları

MEDENİ DURUM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bekar	Deneme	0,412946	0,214833	0,207085	0,116038	0,049098
Bekar	Plasebo	0,287430	0,204221	0,251880	0,173867	0,082603
Evli	Deneme	0,518716	0,202278	0,164670	0,081736	0,032600
Evli	Plasebo	0,381969	0,215108	0,219166	0,128253	0,055504

Tablo 4.152'ye göre sözü edilen 17 hareketi gerçekleştirirken ağrıdan en fazla şikayet edenler bekar olup plasebo grubunda yer alanlardır. Buna karşılık bu hareketleri yaparken en az ağrı şikayeti olduğunu belirten hastalar evli olup deneme grubuna atanmış olan deneklerdir.

4.2.9.3. Hareketlerde ortalama ağrı ve çalışma durumu

Çalışma durumuna göre hareketlerde ortalama ağrı değişkeni incelenmiş hesaplanan katsayılar anlamsız bulunmuştur. Bu katsayılardan emekliler için hesaplanana negatif işaretlidir. Buna göre emekli olanların bu hareketleri yapmada ağrı çekme olasılıkları diğer gruplarda yer alanlara oranla daha yüksektir.

Tablo 4.153. Hareketlerde ortalama ağrı ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.5462	0.1974	7.66	0.0057	0.2337	-2.34	0.0194
Intercept2	0.3253	0.1947	2.79	0.0948	0.2276	1.43	0.1530
Intercept3	1.4403	0.2108	46.70	<.0001	0.2305	6.25	<.0001
Intercept4	2.7793	0.2786	99.54	<.0001	0.2982	9.32	<.0001
wkstat15 1	0.0251	0.2526	0.01	0.9208	0.3096	0.08	0.9354
wkstat15 2	-0.3158	0.2174	2.11	0.1463	0.2702	-1.17	0.2425
wkstat15 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTH	0.5679	0.1855	9.38	0.0022	0.1303	4.36	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.154. Hareketlerde ortalama ağrı ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Çalışıyor	Deneme	1,047912406	2,505028	7,639254	29,14548
Çalışıyor	Plasebo	0,593866935	1,419635	4,329275	16,51716
Emekli	Deneme	0,745201968	1,781401	5,432503	20,72623
Emekli	Plasebo	0,422316604	1,009545	3,078677	11,74585
Çalışmıyor	Deneme	1,021937157	2,442935	7,449895	28,42304
Çalışmıyor	Plasebo	0,579146391	1,384446	4,221962	16,10774

Tablo 4.155'e göre emekli olup plasebo grubunda yer alanlar bu hareketleri yapmada en fazla ağrı şikayeti olan hastalardır. Ağrıdan en az şikayet edenler ise çalışan deneklerden deneme grubuna atanmış hastalardır.

Tablo 4.155. Hareketlerde ortalama ağrı ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Çalışıyor	Deneme	0,511697865	0,202998	0,169554	0,082578	0,033172
Çalışıyor	Plasebo	0,372595053	0,214120	0,225643	0,130556	0,057087
Emekli	Deneme	0,427000417	0,213469	0,204071	0,109433	0,046027
Emekli	Plasebo	0,296921658	0,205453	0,252447	0,166721	0,078457
Çalışmıyor	Deneme	0,505424787	0,204125	0,172105	0,084358	0,033987
Çalışmıyor	Plasebo	0,366746487	0,213869	0,227886	0,133046	0,058453

4.2.9.4. Hareketlerde ortalama ağrı ve eğitim durumu

Eğitim durumuna göre hastaların 17 hareketi gerçekleştirirken ne derecede ağrı hissettikleri araştırılmak istenmiştir. Buna ilişkin olarak eğitim durumu değişkeninin 12 yıldan az ve 13-15 yıl arası terimleri için hesaplanan katsayılar anlamlıdır. Diğer taraftan her iki değişken için hesaplanan katsayılar negatif işaretlidir. Bu alınan eğitimin süresi arttıkça söz konusu hareketleri yapmada deneklerin ağrı şikayetlerinin azaldığını göstermektedir.

Tablo 4.156. Hareketlerde ortalama ağrı ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.0131	0.2226	0.00	0.9531	0.2547	-0.05	0.9590
Intercept2	0.9112	0.2277	16.01	<.0001	0.2668	3.41	0.0006
Intercept3	2.0089	0.2451	67.19	<.0001	0.2998	6.70	<.0001
Intercept4	3.3558	0.3057	120.49	<.0001	0.3415	9.83	<.0001
educat 1	-1.0670	0.2512	18.04	<.0001	0.3114	-3.43	0.0006
educat 2	-0.6491	0.2643	6.03	0.0141	0.3224	-2.01	0.0441
educat 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTH	0.6307	0.1876	11.31	0.0008	0.1353	12.13	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.157. Hareketlerde ortalama ağrı ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

EĞİTİM DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
≤ 12 yıl	Deneme	0,638011	1,607853	4,819162	18,53202
≤ 12 yıl	Plasebo	0,339562	0,855730	2,564850	9,863095
13-15 yıl	Deneme	0,968991	2,441958	7,319192	28,14585
13-15 yıl	Plasebo	0,515716	1,299657	3,895414	14,97976
> 15 yıl	Deneme	1,854472	4,673461	14,00760	53,86603
> 15 yıl	Plasebo	0,986985	2,487306	7,455112	28,66853

Tablo 4.158. Hareketlerde ortalama ağrı ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları

EĞİTİM DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
≤ 12 yıl	Deneme	0,389503	0,227039	0,211611	0,120648	0,051198
≤ 12 yıl	Plasebo	0,253487	0,207642	0,258355	0,188462	0,092055
13-15 yıl	Deneme	0,492126	0,217342	0,170328	0,085894	0,034310
13-15 yıl	Plasebo	0,340246	0,224907	0,230575	0,141694	0,062579
> 15 yıl	Deneme	0,649673	0,174068	0,109626	0,048407	0,018226
> 15 yıl	Plasebo	0,496725	0,216521	0,168483	0,084566	0,033706

Tablo 4.158'e göre 17 farklı hareketi yaparken ağrıdan en fazla şikayeti olan hastalar 12 yıldan az eğitim almış olup plasebo grubuna atanan hastalardır. Buna karşın en az ağrı şikayeti olanlar ise 15 yıldan fazla eğitim almış olup deneme grubunda olanlardır.

4.2.9.5. Hareketlerde ortalama ağrı ve cinsiyet

17 farklı hareketi yaparken deneklerin ağrı hissediyor olup olmadığı değişkeni ile cinsiyet değişkeni için GTD analizi yapılmıştır. Cinsiyet değişkeninin bayan terimi için hesaplanan katsayı anlamlı değildir. Ancak bu katsayı negatif işaretlidir. Bu, bayan hastaların hangi grupta yer alırsa alsın 17 hareketi yaparken erkek hastalara göre daha fazla ağrı şikayeti olduğunu göstermektedir.

Tablo 4.159. Hareketlerde ortalama ağrı ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.4802	0.1991	5.82	0.0158	0.2314	-2.08	0.0379
Intercept2	0.4071	0.1986	4.20	0.0404	0.2303	1.77	0.0772
Intercept3	1.5321	0.2149	50.82	<.0001	0.2503	6.12	<.0001
Intercept4	2.8633	0.2806	104.12	<.0001	0.3021	9.48	<.0001
trtmnt ARTH	0.5772	0.1836	9.88	0.0017	0.1200	4.49	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
SEX FEMALE	-0.2961	0.2032	2.12	0.1450	0.2531	-1.17	0.2420
SEX MALE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.160. Hareketlerde ortalama ağrı ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı

CİNSİYET	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Bayan	Deneme	0,819468	1,990130	6,130032	23,20575
Bayan	Plasebo	0,460105	1,117395	3,441819	13,02929
Erkek	Deneme	1,101860	2,675938	8,242470	31,20256
Erkek	Plasebo	0,618660	1,502454	4,627885	17,51925

Tablo 4.161. Hareketlerde ortalama ağrı ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları

CİNSİYET	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Bayan	Deneme	0,450389	0,215178	0,194182	0,098939	0,041313
Bayan	Plasebo	0,315118	0,212604	0,247145	0,153854	0,071279
Erkek	Deneme	0,524231	0,203730	0,163843	0,077143	0,031053
Erkek	Plasebo	0,382205	0,218187	0,221921	0,123689	0,053998

Tablo 4.161'e göre 17 hareketi gerçekleştirirken en fazla ağrı şikayeti olduğunu ifade eden hastalar bayan olup plasebo grubuna atanan hastalardır. Buna karşın erkek deneklerden deneme grubuna atananların ağrı şikayetleri en azdır.

4.2.9.6. Hareketlerde ortalama ağrı şiddeti ve hedef eklem

Hareketlerde ortalama ağrı yanıt değişkeni son olarak hedef eklem eş değişkeni için analiz edilmiştir. Burada bulunan katsayılar anlamlı değildir ancak sol ve sağ kalça eklemi terimleri için hesaplanan katsayılar negatif işaretli hesaplanmıştır. Buna göre şikayeti bu eklemlerde olanların hareket ederken ağrıdan şikayet etme olasılıkları diğer eklemlerinden rahatsız olanların ağrıdan şikayet etme olasılıklarından daha yüksektir.

Tablo 4.162. Hareketlerde ortalama ağrı şiddeti ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-0.7629	0.1692	20.33	<.0001	0.1863	-4.09	<.0001
Intercept2	0.1371	0.1643	0.70	0.4040	0.1737	0.79	0.4298
Intercepts	1.2752	0.1826	48.77	<.0001	0.1945	6.56	<.0001
Intercept4	2.5770	0.2556	101.69	<.0001	0.2756	9.35	<.0001
trtmnt ARTH	0.5677	0.1849	9.42	0.0021	0.1321	4.30	<.0001
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
TARGET LH	-0.1334	0.3222	0.17	0.6788	0.3937	-0.34	0.7348
TARGET LK	0.2886	0.2132	1.83	0.1758	0.2585	1.12	0.2643
TARGET RH	-0.0813	0.2935	0.08	0.7817	0.3466	-0.23	0.8145
TARGET RK	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.163. Hareketlerde ortalama ağrı ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı

HEDEF EKLEM	GRUP	1 vs 2, 3, 4, 5	1,2 vs 3, 4, 5	1, 2, 3 vs 4, 5	1, 2, 3, 4 vs 5
Sol kalça	Deneme	0,719931	1,770744	5,526198	20,31379
Sol kalça	Plasebo	0,408077	1,003707	3,132402	11,51442
Sol diz	Deneme	1,097901	2,700400	8,427499	30,97870
Sol diz	Plasebo	0,622321	1,530662	4,776939	17,55959
Sağ kalça	Deneme	0,758434	1,865446	5,821745	21,40019
Sağ kalça	Plasebo	0,429901	1,057386	3,299926	14,27201
Sağ diz	Deneme	0,822670	2,023442	6,314825	23,21271
Sağ diz	Plasebo	0,466312	1,146943	3,579417	13,15761

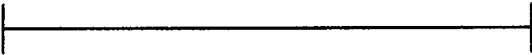
Tablo 4.164. Hareketlerde ortalama ağrı ve hedef eklem değışkenleri için göze olasılıkları

HEDEF EKLEM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3	Π_4	Π_5
Sol kalça	Deneme	0,418581	0,220505	0,207685	0,106311	0,046918
Sol kalça	Plasebo	0,289811	0,211114	0,257085	0,162082	0,079908
Sol diz	Deneme	0,523333	0,206426	0,164168	0,074802	0,031271
Sol diz	Plasebo	0,383599	0,221247	0,222052	0,119222	0,053881
Sağ kalça	Deneme	0,431312	0,219702	0,202396	0,101948	0,044642
Sağ kalça	Plasebo	0,300651	0,213295	0,253491	0,167083	0,065479
Sağ diz	Deneme	0,451354	0,217897	0,194040	0,095408	0,041301
Sağ diz	Plasebo	0,318017	0,216204	0,247410	0,147735	0,070633

Tablo 4.164'e göre 17 hareketi yaparken en fazla ağrı şikayeti olan hastalar rahatsızlığı sol kalça eklemine olup plasebo grubuna atanmış hastalardır. Buna karşın sol diz ekleminden hasta olan deneklerin bu şikayeti en az düzeydedir.

4.2.10. Ortalama sancı yanıt değışkeninin GTD yöntemi ile tahmini

Hastalara 5 farklı hareketi yaparken sancı hissedip hissetmedikleri sorulmuştur. Bu 5 farklı hareket düz zeminde yürümek, merdiven inip çıkma, uykuda, oturuyor veya yatıyorken ve yukarı doğru uzanıyorken hareketleridir. Hastalara her bir hareket için aşağıdaki cetveldən bir nokta işaretlemeleri istenmiş ve daha sonra bir ortalama sancı skoru oluşturulmuştur;

Hiç sancı yok  Çok şiddetli bir sancı
Var

Buna bağlı olarak elde edilen sonuçlar dikkate alınarak değışken 4 şıklı bir yanıt değışkenine dönüştürülmüş ve 6 farklı eş değışken için analiz yapılmıştır.

4.2.10.1. Ortalama sancı ve yaş

Söz konusu 5 harekette sancı değışkeni ile yaş değışkeni analiz edilmiş ve yaş değışkeni için negatif işaretli ancak anlamlı olmayan bir katsayı elde

edilmiştir. Buna göre yaşı daha fazla olanlar bu hareketlerde daha fazla sancı hissetmektedirler.

Tablo 4.165. Ortalama sancı ve yaş değişkeni için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.0075	0.5075	3.94	0.0471	0.6031	-1.67	0.0948
Intercept2	3.1061	0.5446	32.53	<.0001	0.6527	4.76	<.0001
AGE	-0.0084	0.0078	1.15	0.2829	0.0096	-0.88	0.3792
trtmnt ARTH	0.6045	0.2246	7.24	0.0071	0.1694	3.57	0.0004
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.166. Ortalama sancı ve yaş değişkenleri için olasılıklar oranı

YAŞ	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
1	Deneme	0,662721790	40,53639
1	Plasebo	0,362076414	22,14695

Tablo 4.167. Ortalama sancı ve yaş değişkenleri için göze olasılıkları

YAŞ	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
1	Deneme	0,398576475	0,577348	0,024075
1	Plasebo	0,265826800	0,690971	0,043202

Tablo 4.167'ye göre hareketleri gerçekleştirmede en az sancı hissedenler deneme grubunda yer alan daha genç hastalardır. Buna karşın sancıdan daha fazla şikayet edenler plasebo grubundaki daha yaşlı hastalardır.

4.2.10.2. Ortalama sancı ve medeni durum

Ortalama sancı değişkeni medeni duruma göre incelenmiş ve bekar terimi için bir katsayı değeri tahmin edilmiştir. Bu değer negatif işaretlidir ancak anlamsızdır. Buna göre bu 5 farklı hareketi yaparken bekarların sancı hissetme olasılıkları evli olanlara göre daha fazladır.

Tablo 4.168. Ortalama sancı ve medeni durum değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

		Standard		Chi-	Standard			
Parameter		Estimate	Error	Square	Pr > ChiSq	Error	Z	Pr > Z
Intercept1		-1.4102	0.1970	51.23	<.0001	0.2180	-6.47	<.0001
Intercept2		2.6323	0.2576	104.39	<.0001	0.2664	9.88	<.0001
trtmnt	ARTH	0.5954	0.2237	7.08	0.0078	0.1677	3.55	0.0004
trtmnt	TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
maritl	0	-0.1441	0.2237	0.41	0.5195	0.2678	-0.54	0.5906
maritl	1	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.169. Ortalama sancı ve medeni durum değişkenleri için olasılıklar oranı

MEDENİ DURUM	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
Bekar	Deneme	0,383314300	21,83687
Bekar	Plasebo	0,211337267	12,03959
Evli	Deneme	0,442727864	25,22158
Evli	Plasebo	0,244094459	13,90572

Tablo 4.170. Ortalama sancı ve medeni durum değişkenleri için göze olasılıkları

MEDENİ DURUM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
Bekar	Deneme	0,277098487	0,679113	0,043789
Bekar	Plasebo	0,174466082	0,748844	0,076690
Evli	Deneme	0,306868589	0,654995	0,038137
Evli	Plasebo	0,196202513	0,736709	0,067088

Tablo 4.170'e göre 5 hareketi yaparken en fazla sancı şikayeti olanlar plasebo grubundaki bayan deneklerdir. Buna karşın en sancı şikayeti olanlar ise deneme grubundaki evli hastalardır.

4.2.10.3. Ortalama sancı ve çalışma durumu

5 hareketi gerçekleştirmede sancıdan şikayet etme ile çalışma arasındaki ilişki araştırılmış ve buna göre çalışanlar ve emekliler terimleri için birer katsayı elde edilmiştir. Bu katsayılar negatif işaretlidir ve anlamlı değildir. Buna göre çalışanlar ve emeklilerin sancıdan şikayet etme olasılıkları daha yüksektir.

Tablo 4.171. Ortalama sancı ve çalışma durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.3662	0.2377	33.04	<.0001	0.2619	-5.22	<.0001
Intercept2	2.6866	0.2924	84.44	<.0001	0.2930	9.17	<.0001
wkstat151	-0.1259	0.2999	0.18	0.6745	0.3515	-0.36	0.7201
wkstat152	-0.1748	0.2588	0.46	0.4993	0.3086	-0.57	0.5711
wkstat153	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTH	0.5806	0.2241	6.71	0.0096	0.1672	3.47	0.0005
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.172. Ortalama sancı ve çalışma durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
Çalışıyor	Deneme	0,401920890	23,13392
Çalışıyor	Plasebo	0,224899870	12,94488
Emekli	Deneme	0,382739759	22,02989
Emekli	Plasebo	0,214166827	12,32710
Çalışmıyor	Deneme	0,455846112	26,23777
Çalışmıyor	Plasebo	0,255074403	14,68167

Tablo 4.173. Ortalama sancı ve çalışma durumu değişkenleri için göze olasılıkları

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
Çalışıyor	Deneme	0,286692989	0,671872	0,041435
Çalışıyor	Plasebo	0,183606738	0,744682	0,071711
Emekli	Deneme	0,276798115	0,679780	0,043422
Emekli	Plasebo	0,176389951	0,748575	0,075035
Çalışmıyor	Deneme	0,313114215	0,650172	0,036714
Çalışmıyor	Plasebo	0,203234487	0,732997	0,063769

Tablo 4.173'e göre çalışma durumu dikkate alındığında 5 hareketi gerçekleştirirken en fazla sancı hissettiğini belirtenler emekli olmuş hastalardan plasebo grubuna atananlardır. Buna karşın aynı hareketler için daha az sancı şikayeti olanlar çalışmayan deneklerden deneme grubunda yer alanlardır.

4.2.10.4. Ortalama sancı ve eğitim durumu

Söz konusu 5 hareketi gerçekleştirirken sancı hissetme değişkeni ile eğitim durumu eş değişkeni analiz edilmiştir. Buna göre 12 yıldan az eğitim almış olma ve 13-15 yıl arasında eğitim almış olma terimlerine ilişkin katsayılar negatif işaretli ve anlamlıdır. Buna göre alınan eğitimin süresi arttıkça romatizma hastalarının hareketlerinde sancı hissetme olasılığı azalmaktadır.

Tablo 4.174. Ortalama sancı ve eğitim durumu değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	0.7632	0.2440	9.78	0.0018	0.2616	-2.92	0.0035
Intercept2	3.4463	0.3233	113.61	<.0001	0.3670	9.39	<.0001
educat 1	-1.2520	0.2884	18.85	<.0001	0.3538	-3.54	0.0004
educat 2	-0.7702	0.2929	6.91	0.0086	0.3350	-2.30	0.0215
educat 3	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
trtmnt ARTH	0.6536	0.2281	8.21	0.0042	0.1745	3.75	0.0002
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.175. Ortalama sancı ve eğitim durumu değişkenleri için olasılıklar oranı

EĞİTİM DURUMU	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
≤ 12 yıl	Deneme	0,256250448	17,25152
≤ 12 yıl	Plasebo	0,133293742	8,973717
13-15 yıl	Deneme	0,414865877	27,92996
13-15 yıl	Plasebo	0,215800696	14,52832
> 15 yıl	Deneme	0,896192541	60,33425
> 15 yıl	Plasebo	0,466172286	31,38406

Tablo 4.176'ya göre 5 farklı hareket gerçekleştirilirken en fazla sancı şikayeti olduğunu belirtenler plasebo grubunda yer alan ve 12 yıldan daha az eğitim almış hastalardır. Buna karşı sözü edilen 5 farklı hareketi yaparken en az sancı şikayeti olan hastalar ise deneme grubunda olup 15 yıldan fazla eğitim almış deneklerdir.

Tablo 4.176. Ortalama sancı ve eğitim durumu değişkenleri için göze olasılıkları

EĞİTİM DURUMU	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
≤ 12 yıl	Deneme	0,203980383	0,741230	0,054790
≤ 12 yıl	Plasebo	0,117616234	0,782120	0,100264
13-15 yıl	Deneme	0,293219226	0,672215	0,034566
13-15 yıl	Plasebo	0,177496770	0,758105	0,064398
> 15 yıl	Deneme	0,472627395	0,511069	0,016304
> 15 yıl	Plasebo	0,317951915	0,651169	0,030879

4.2.10.5. Ortalama sancı ve cinsiyet

Cinsiyete göre ortalama sancı değişkeni incelenmiş ve bayan terimi için elde edilen katsayı model-temelli standart hatalara göre anlamlı bulunmuştur. Bu katsayı negatif işaretlidir. Buna göre bayan deneklerin 5 hareketi yaparken sancı hissetmeleri olasılığı erkek deneklere oranla anlamlı bir şekilde fazladır.

Tablo 4.177. Ortalama sancı ve cinsiyet değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.1438	0.2334	24.02	<.0001	0.2777	-4.12	<.0001
Intercept2	2.9803	0.2999	98.73	<.0001	0.3479	8.57	<.0001
trtmnt ARTH	0.5932	0.2235	7.04	0.0079	0.1661	3.57	0.0004
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
SEX FEMALE	-0.5164	0.2379	4.71	0.0299	0.2955	-1.75	0.0806
SEX MALE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.178. Ortalama sancı ve cinsiyet değişkenleri için olasılıklar oranı

CİNSİYET	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
Bayan	Deneme	0,344039088	21,26580
Bayan	Plasebo	0,190100956	11,75055
Erkek	Deneme	0,576603744	35,64112
Erkek	Plasebo	0,318606016	19,69372

Tablo 4.179'a göre 5 farklı hareketi yaparken en fazla sancı şikayeti olan hastalar plasebo grubundaki bayan hastalarken en az sancı şikayeti olanlar ise deneme grubundaki erkek hastalardır.

Tablo 4.179. Ortalama sancı ve cinsiyet değişkenleri için göze olasılıkları

CİNSİYET	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
Bayan	Deneme	0,255974020	0,699114	0,044912
Bayan	Plasebo	0,159735151	0,761837	0,078428
Erkek	Deneme	0,365725216	0,606983	0,027292
Erkek	Plasebo	0,241623360	0,710053	0,048324

4.2.10.6. Ortalama sancı ve hedef eklem

Rahatsızlığın bulunduğu ekleme göre ortalama sancı araştırılmış ve sağ kalça terimi için hesaplanan katsayı negatif işaretli bulunmuştur. Buna göre rahatsızlığı sağ kalça ekleminden olan hastaların diğerlerine göre sancı çekmeleri olasılığı daha yüksektir. Ancak katsayıların tümü anlamsız hesaplanmıştır.

Tablo 4.180. Ortalama sancı ve hedef eklem değişkenleri için tahminler, model temelli ve deneysel standart hatalar

Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Standard Error	Z	Pr > Z
Intercept1	-1.6268	0.2159	56.77	<.0001	0.2427	-6.70	<.0001
Intercept2	2.5029	0.2655	88.89	<.0001	0.2868	8.73	<.0001
trtmnt ARTH	0.5983	0.2254	7.05	0.0079	0.1715	3.49	0.0005
trtmnt TYLE	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.
TARGET LH	0.3493	0.3795	0.85	0.3574	0.4119	0.85	0.3964
TARGET LK	0.3008	0.2567	1.37	0.2413	0.3053	0.99	0.3246
TARGET RH	-0.0117	0.3539	0.00	0.9736	0.4341	-0.03	0.9785
TARGET RK	0.0000	0.0000	.	.	0.0000	.	.

Tablo 4.181. Ortalama sancı ve hedef eklem değişkenleri için olasılıklar oranı

HEDEF EKLEM	GRUP	1 vs 2, 3	1,2 vs 3
Sol kalça	Deneme	0,507022448	31,51615
Sol kalça	Plasebo	0,278733263	17,32586
Sol diz	Deneme	0,483018656	30,02409
Sol diz	Plasebo	0,265537289	16,50560
Sağ kalça	Deneme	0,353383998	21,96609
Sağ kalça	Plasebo	0,194271231	12,07576
Sağ diz	Deneme	0,357542873	22,22460
Sağ diz	Plasebo	0,196557553	12,21787

Tablo 4.182. Ortalama sancı ve hedef eklem değişkenleri için göze olasılıkları

HEDEF EKLEM	GRUP	Π_1	Π_2	Π_3
Sol kalça	Deneme	0,336439878	0,632806	0,030754
Sol kalça	Plasebo	0,217976079	0,727456	0,054568
Sol diz	Deneme	0,325699649	0,642067	0,032233
Sol diz	Plasebo	0,209821782	0,733054	0,057125
Sağ kalça	Deneme	0,261111406	0,695346	0,043542
Sağ kalça	Plasebo	0,162669271	0,760853	0,076477
Sağ diz	Deneme	0,263375014	0,693567	0,043058
Sağ diz	Plasebo	0,164269201	0,760076	0,075655

Tablo 4.182'den de görüldüğü gibi 5 farklı hareketi yaparken en fazla sancı şikayeti olanlar sağ kalça ekleminden rahatsız olup plasebo grubunda yer alan hastalardır. Buna karşın en az sancı şikayeti olan hastalar ise sol kalça ekleminden hasta olup deneme grubunda yer alan hastalardır.

5. SONUÇ ve ÖNERİLER

Genelleştirilmiş tahmin denklemleri yöntemi, uygulaması ve yorumlaması kolay ve son yıllarda kullanımı hızla artan bir yöntemdir. Denek ve deneklerden alınan gözlem sayısı fazla olduğunda, longitudinal veri setleri için uygun bir regresyon yöntemidir. Ancak bilgisayar programlarında bu yöneme ilişkin tüm analizler henüz kolaylıkla yapılamamaktadır. Nitekim çalışmanın 3. bölümünde ele alınan korelasyon yapılarından sadece bir kısmı bilgisayarda çözümlenebilmektedir. Bu durum, bu yöntemin kullanımındaki en önemli kısıtlardan birisidir.

Bu yöntem, bir denekten alınan tekrarlı gözlemlerin ilişkili olduğunu ve analiz süresince bu ilişkinin dikkate alınması gerektiğini varsaydığından, bu tür veri setleri için daha etkin sonuçlar vermektedir.

Genelleştirilmiş tahmin denklemleri yönteminde, model temelli ve deneysel olmak üzere varyansın iki farklı tahmincisi söz konusudur. Korelasyon yapısı doğru belirlendiği sürece, etkinlikte kazanç sağlamak amacıyla model temelli korelasyon yapısını tercih etmekte fayda vardır. Bununla birlikte, korelasyon yapısı her zaman doğru olarak belirlenemediğinden ya da doğruluğundan emin olunmadığı zamanlarda deneysel varyans tahmincisi kullanılmalıdır.

Genelleştirilmiş tahmin denklemleri yöntemi longitudinal veri setlerinde ilişkiyi de dikkate aldığından ağırlıklı en küçük kareler yöntemine göre daha etkindir. Bu nedenle bu tür veri setlerinde bu yöntemin kullanılması önerilmektedir. Diğer taraftan yanıt değişkeninin dağılımının bilinmediği durumlarda maksimum benzerlik yöntemine tercih edilmelidir. Nitekim quasi-likelihooda dayandığından dağılıma ilişkin bir varsayım yer almamaktadır.

Bu yöntem longitudinal veri setlerinde kullanışlı bir regresyon yöntemi olmakla birlikte, artık analizlerine ve uyum iyiliğine ilişkin yeterli çalışmalar bulunmamaktadır. Bazı yazarlar makalelerinde uyum iyiliği testlerine ilişkin iteratif yöntemler önermektedirler.

Diğer taraftan genelleştirilmiş tahmin denklemleri yönteminin en önemli varsayımı olan eksik gözlemlerin gruplara tamamen rassal olarak dağılması varsayımı da henüz test edilememektedir.

Yukarıda sözü geçen konular henüz netlik kazanmadığından bilgisayar programlarında da yer almamaktadırlar. Bunlar, ileride üzerinde çalışılması önerilebilecek konulardır.

Bu çalışmada, longitudinal veri setleri için normal dağılım göstermeyen yanıt değişkeni olduğunda kullanılabilen “Ağırlıklı en küçük kareler” yöntemine bir alternatif yöntem olan “Genelleştirilmiş tahmin denklemleri” üzerinde durulmuştur. Bu yöntem, bir grup romatizma hastasından elde edilmiş, 2x2 çapraz tasarımın kullanıldığı, 5 gözlemlili longitudinal veri setine uygulanmıştır.

Elde edilen sonuçlara göre deneme grubuna atanan ve arthoctec kullanması önerilen hastalar, plasebo grubunda yer alıp tylenol kullanan hastalara göre daha fazla iyileşme göstermiştir. Aynı zamanda çalışma süresince tylenol kullanan hastaların deneme grubundakilere göre ağrıları ve sancıları daha fazladır. Hareket ederken hastaların ağrı hissedip hissetmediklerine ilişkin sorular sorulmuş ve deneme grubundaki hastaların plasebo grubundakilere göre daha az ağrı ile hareketleri gerçekleştirebildikleri sonucuna ulaşılmıştır.

Eş değişkenlere göre incelendiğinde şu sonuçlara ulaşılmıştır: Yaş arttıkça ağrıdan şikayet azalmaktadır. Tylenol kullanan daha yaşlı hastalar ilacın çok iyi geldiğini belirtmişlerdir. Yaş arttıkça aktiviteler daha fazla güçlkle yapılabilmektedir. Diğer taraftan gençler tedaviye daha iyi yanıt vermekte, daha kısa zamanda, daha fazla iyileşme göstermektedirler.

Medeni durum dikkate alındığında, bekar olan romatizma hastalarının evli olanlara göre daha fazla ağrı şikayeti olduğu gözlenmiştir. İyileşme düzeyi evli ve bekar olanlar için aynıdır. Bazı yaşamsal aktiviteleri yerine getirmede ve hareketlerde evli olanlar bekar olanlara göre çok daha fazla güçlük çekmekte ve ağrı hissetmektedirler.

Çalışan bireyler, emeklilerden veya çalışmayan hastalardan daha az ağrı hissetmektedirler. Emekliler iyileşmenin en yavaş olduğu hastalardır. Buna karşın çalışmayan hastalar en hızlı iyileşme gösteren gruptur. Çalışan hastalar, emekli

veya çalışmayan hastalara göre hareketlerinde en az güçlük çeken, en az ağrı ve sancılı şikayeti olan hastalarken, emekli hastalar en fazla şikayeti olan hastalardır.

Eğitim durumu değişkeni, eğitim alınan süreye göre incelenmiş ve eğitim alınan süre arttıkça ağrılardan şikayetin arttığı sonucuna varılmıştır. Bununla birlikte daha fazla eğitim almış hastalar daha fazla iyileşme gösteren hastalardır. Daha az eğitim alan hastalar ilaçlardan en fazla memnun olan hastalardır. Az eğitilmiş hastaların hareketlerde ağrı ve sancılı şikayetleri en fazladır.

Elde edilen sonuçlara göre, bayan hastalar erkek hastalara göre çok daha fazla ağrı şikayeti olan hastalardır. Aynı şekilde erkek hastalar bayan hastalara göre daha hızlı iyileşmiştir. Bayanların erkeklere göre daha fazla ağrı ve sancılı şikayeti olduğu sonucuna varılmıştır. Buna karşın bayanlar erkeklere göre ilaçlardan daha fazla memnun kaldıklarını belirtmişlerdir.

Rahatsızlığın bulunduğu eklem dikkate alındığında en fazla ağrısı olan hastaların sağ diz ekleminden hasta olduğu sonucuna varılmıştır. Sağ kalça ekleminden rahatsız olan hastalar en az ağrı şikayeti olan hastalardır. Rahatsızlığı sol diz ekleminde olan hastalar daha çabuk iyileşmişlerdir. Buna karşın kullandığı ilaçlardan en fazla memnun olan hastalar, sol kalça ekleminden rahatsız olan hastalardır. Bu grup aynı zamanda yaşamsal aktivitelerinde en az güçlük çeken grupken, hareketlerinde ağrısı ve sancısı en fazla olan hastalardır.

Elde edilen bu sonuçlara göre, yaşlılıkla ortaya çıkan bu romatizma hastalığının tedavisinde ve ağrıların giderilmesinde arthoctec, tylenol gibi yaygın kullanılan ilaçlara göre çok daha etkilidir.

KAYNAKLAR

1. AGRESTI, A., *An Introduction to Categorical Data Analysis*, 290 p., 1995.
2. KOCH, G. G., CARR, G. J., AMARA, I. A., STOKES, M. E. and URNIYAK, T. J., *Categorical Data Analysis*, Chapter 13 in *Statistical Methodology in Pharmaceutical Sciences*. D. A. Berry (ed), Marcel Dekker, Inc. New York, p. 389-473, 1990.
3. STOKES, M., DAVIS, C. S. and KOCH, G. G., *Categorical Data Analysis Using the SAS System*, Books by users, 499 p., 1995.
4. ÇÖMLEKÇİ, N., *Temel İstatistik İlke ve Teknikleri*, Bilim Teknik Yayınevi, 505 s., 1989.
5. EVERITT, B. S., *Dictionary of Statistics in the Medical Sciences*, Cambridge University Press, 277 p., 1995.
6. BLACK, T. R., *Doing Quantitative Research in the Social Sciences*, Sage Publications, 751 p., 1999.
7. PREISSER, J. S. and KOCH, G. G., *Categorical Data Analysis In Public Health*, Annual Review Public Health, 18, p. 51-82, 1997.
8. MULUK, Z., TOKTAMIŞ, Ö., KURT, S. ve KARAAĞAOĞLU, E., *Deney Düzenlemede İstatistiksel Yöntemler*, Çeviri, Ege Üniversitesi Basımevi, Bornova, İzmir, 285 s., 1994.
9. KIRK, R. E., *Experimental Design: Procedures for the Behavioral Sciences*, Second Edition, Brooks/ Cole Publishing Company, 911 p., 1982.
10. MONTGOMERY, D. C., *Design and Analysis of Experiments*, Wiley Publications, Second Edition, 538 p., 1984.
11. KEMPTHORNE, O., *The Design and Analysis of Experiments*, Robert E. Krieger Publishing Company, Huntington, N. Y., 631 p., 1975.
12. COX, D. R. and McCULLAGH, P., *Some Aspects of Analysis of Covariance*, Biometrics 38, no.3, p. 541-561, 1982.
13. TANGEN, C. M., *Innovative Strategies for Strengthening Interpretability of Covariance Analysis by Use of Complementary Parametric and Nonparametric Methods*, University of North Carolina, PhD Thesis, 1997.

KAYNAKLAR DİZİNİ (DEVAM EDİYOR)

14. WILDT, R. A., AHTOLA, O. T., *Analysis of Covariance*, Sage Publications, 91 p., 1978.
15. COCHRAN, W. G., *Analysis of Covariance: Its Nature and Uses*, Biometrics, 13, p. 261-281, 1957.
16. TANGEN, C. M. and KOCH, G. G., *Complementary Nonparametric Analysis of Covariance for Logistic Regression in a Randomized Clinical Trial Setting*, Journal of Biopharmaceutical Statistics, 9 (1), p. 45-66, 1999.
17. KOCH, G. G. and TANGEN, C. M., *Nonparametric Analysis of Covariance; State of Practice*, Drug Information Association Workshop, 2000.
18. KOCH, G. G., TANGEN, C. M., JUNG, J. and AMARA, I. A., *Issues for Covariance Analysis of Dichotomous and Ordered Categorical Data from Randomized Clinical Trials and Nonparametric Strategies for Addressing Them*, Statistics in Medicine, 17, p. 1863-1892, 1998.
19. HUITEMA, B. E., *The Analysis of Covariance and Alternatives*, Wiley-Interscience (John Wiley & Sons) New York, 445 p., 1980.
20. QUADE, D., *Rank Analysis of Covariance*, Journal of American Statistical Association, 62, p. 1187-1200, 1967.
21. YOUNG, S. G. and BOWMAN, A. W., *Nonparametric Analysis of Covariance*, Biometrics, 51, p. 920-931, 1995.
22. QUADE, D., *Nonparametric Analysis of Covariance by Matching*, Biometrics 38, p. 597-611, 1982,
23. LINHART, H. and ZUCCHINI, W., *A Method for Selecting the Covariates in Analysis of Covariance*, South African Statistical Journal, 16, no. 2, p. 97-112, 1982.
24. KOCH, G. G., AMARA, I. A., DAVIS, G. W., GILLINGS, D. B., *A Review of Some Statistical Methods for Covariance Analysis of Categorical Data*, Biometrics 38, No. 3, p. 563-595, 1982.
25. SEMENYA, K. A., KOCH, G. G., STOKES, M. E. and FORTHOFFER, R. N., *Linear Models Methods for Some Rank Function Analysis of Ordinal Categorical Data*, Commun. Statist. -Theory Meth., 12 (11), p. 1277-1298, 1983.

KAYNAKLAR DİZİNİ (DEVAM EDİYOR)

26. KOCH, G. G., and EDWARDS, S., *Biopharmaceutical Statistics for Drug Development*, New York: Marcel Decker, p. 403-451, 1988.
27. WALTON, G. S., *The Number of Observed Classes From a Multiple Hypergeometric Distribution*, Journal of American Statistical Association, 81, no. 393, p. 168-171, 1986.
28. ÖZDAMAR, K., *Paket Programlar İle İstatistiksel Veri Analizi I*, T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları, Eskişehir, 512 s., 1997.
29. MANTEL, N. and FLEISS, J. L., *Minimum Expected Cell Requirements For the Mantel-Haenszel One-Degree-of-Freedom Chi-Square Test and a Related Rapid Procedure*, American Journal of Epidemiology, Vol. 112, no. 1, p. 129-134, 1980.
30. CARR, G. J., HAFNER, K. B. and KOCH, G. G., *Analysis of Rank Measures of Association for Ordinal Data From Longitudinal Studies*, Journal of American Statistical Association, Vol. 84, No. 407, p. 797-804, 1989.
31. KOCH, G. G., LANDIS, J. R., FREEMAN, J. L., FREEMAN, D. and LEHNER, R. G., *A General Methodology for the Analysis of Experiments With Repeated Measurement of Categorical Data*, Biometrics, 33, p. 133-158, 1977.
32. CONOVER, W. J. and IMAN, R. L., *Analysis of Covariance Using Rank Transformation*, Biometrics 38, p. 715-724, 1982.
33. CONOVER, W. J. and IMAN, R. L., *Rank Transformations As a Bridge Between Parametric and Non-Parametric Statistics*, American Statistician 35, p. 124-129, 1981.
34. RAWLINGS, J. O., *Applied Regression Analysis: A Research Tool*, Wadsworth & Brooks Publishing Company, California, 551 p., 1988.
35. KUNTZ, M. I., *Ordinal Log-Linear Models*, Sage Publications, 62 p., 1994.
36. LAIRD, N. and OLIVER, D., *Covariance Analysis of Censored Data Using Log-Linear Analysis Techniques*, Journal of American Statistical Association, 76, no. 374, p. 231-240, 1981.

KAYNAKLAR DİZİNİ (DEVAM EDİYOR)

37. GOODMAN, L. A., *Some Useful Extensions of the Usual Correspondence Analysis Approach in the Analysis of Contingency Tables*, International Statistical Review 54, p. 243-309, 1986.
38. IMREY, P. B., KOCH, G. G. and STOKES, M. E., *Categorical Data Analysis: Some Reflections on the Log-Linear Model and Logistic Regression*, International Statistical Review 49, p. 265-283, (Part I), 1981.
39. AGRESTI, A., *Analysis of Ordinal Categorical Data*, John Wiley & Sons Inc., 287 p., 1984.
40. TATLIDİL, H., *Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz*, Akademi Matbaası, Ankara, 424 s., 1996.
41. DIGGLE, P. J., LIANG, K. Y. and ZEGGER, S. L. *Analysis of Longitudinal Data*, Oxford University Press, 253 p., 1994.
42. BURTON, P., GURRIN, L., and SLY, P., *Extending the Simple Linear Regression Model to Account for Correlated Responses: An Introduction to Generalized Estimating Equations and Multi-Level Mixed Modelling*, Statistics in Medicine 17, p. 1261-1291, 1998.
43. ZEGGER, S. L., *Commentary*, Statistics in Medicine, 7, p. 161-168, 1988.
44. LIANG, K. and ZEGGER, S. L., *Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models*, Biometrika, 73, p. 13-22, 1986.
45. ZEGGER, S. L. and LIANG, K., *An Overview of Methods for the Analysis of Longitudinal Data*, Statistics in Medicine, Vol. 11, p. 1825-1839, 1992.
46. NELDER, J. A. and WEDDERBURN, R. W. M., *Generalized Linear Models*, Journal of Royal Statistical Society, Series A 135, p. 370-384, 1972.
47. WEDDERBURN, W. M., *Quasi-Likelihood Functions, Generalized Linear Models, and the Gauss-Newton Method*, Biometrika, 61, p. 439-447, 1974.
48. QAQISH, B. F. And PREISSER, J. S., *Generalized Linear Models for Independent and Dependent Data*, Handbook of Statistics, 1999.
49. KOCH, G. and PREISSER, J. S., *Models in Categorical Data Analysis*, Handbook of Statistics, UNC, 2000.

KAYNAKLAR DİZİNİ (DEVAM EDİYOR)

50. LIPSITZ, S. R., KIM, K. and ZHAO, L., *Analysis of Repeated Categorical Data Using Generalized Estimating Equations*, Statistics in Medicine, Vol. 13, p. 1149-1163, 1994.
51. McCULLAGH, P. and NELDER, J. A., *Generalized Linear Models*, 2nd Edition, New York: Chapman and Hall, 511 p., 1989.
52. CAREY, V., ZEGER, S. L. and DIGGLE, P., *Modelling Multivariate Binary Data with Alternating Logistic Regressions*, Biometrika, 80, no.3, p. 517-526, 1993.
53. LIPSITZ, S. R., LAIRD, N. M. and HARRINGTON, D. P., *Generalized Estimating Equations for Correlated Binary Data: Using the Odds Ratio as a Measure of Association*, Biometrika 78, 1, p. 153-160, 1991.
54. QAQISH, B. F. and LIANG, K., *Marginal Models for Correlated Binary Responses with Multiple Levels of Nesting*, Biometrics, 48, p. 939-950, 1992.
55. AGRESTI, A., *Distribution-free Fitting of Logit Models with Random Effects for Repeated Categorical Responses*, Statistics in Medicine, Vol. 12, p. 1969-1987, 1993.
56. MORGAN, B. J. T., *Shorter Communications*, Biometrics, 52, p. 280-285, 1996.
57. ZEGER, S. L., LIANG, K. Y. and ALBERT, P. S., *Models for Longitudinal Data: A General Estimating Equation Approach*, Biometrics, 44, p. 1049-1060, 1988.
58. LIANG, K., ZEGER, S. L. and QAQISH, B., *Multivariate Regression Analyses for Categorical Data*, Journal of Royal Statistical Society, Series B, 54, No. 1, p. 3-40, 1992.
59. CARR, G. J. and CHI, E. M., *Analysis of Variance for Repeated Measures Data: A Generalized Estimation Equations Approach*, Statistics in Medicine, Vol. 11, p. 1033-1040, 1992.
60. PARK, T., SHIN, D. W. and PARK, C. G., *A Generalized Estimating Equations Approach for Testing Ordered Group Effects with Repeated Measurements*, Biometrics 54, p. 1645-1653, 1998.

KAYNAKLAR DİZİNİ (DEVAM EDİYOR)

61. GUNSOLLEY, J. C., GETCHELL, C. and CHINCHILLI, V. M., *Small Sample Characteristics of Generalized Estimating Equations*, Comm. Statist,-Simula, 24(4), p. 869-878, 1995.
62. AGRESTI, A., *Modelling Ordered Categorical Data: Recent Advances and Future Challenges*, Statistics in Medicine 18, p. 2191-2207, 1999.
63. LIPSITZ, S. R., FITZMAURICE, G. M., ORAV, E. J. and LAIRD, N. M., *Perfomance of Generalized Estimating Equations in Practical Situations*, Biometrics, p. 270-278, 1974.
64. ZEGER, S. L. and LIANG, K. Y., *Longitudinal Data Analysis for Discrete and Continuous Outcomes*, Biometrics, 42, p. 121-130, 1986.
65. McCULLAGH, P., *Quasi-Likelihood Functions*, The Annals of Statistics, Vol. 11, no. 1, p. 59-67, 1983.
66. COLOGNE, J. B., CARTER, R. L., FUJITA, S. and BAN, S., *Application of Generalized Estimating Equations to a Study of In Vitro Radiation Sensivity*, Biometrics 49, p. 927-934, 1993.
67. PREISSER, J. S. and QAQISH, F. B., *Deletion Diagnostics for Generalized Estimating Equations*, Biometrika, 83, p. 551-562, 1996.
68. FITZMAURICE, G. M. and LAIRD, N. M., *A Likelihood-based Method for Analysing Longitudinal Binary Responses*, Biometrika, 80, no.1, p. 141-151, 1993.
69. PRENTICE, R. L., *Correlated Binary Regression with Covariates Specific to Each Binary Observation*, Biometrics, 44, 1033-1048, 1988.
70. MILLER, M. E., DAVIS, C. S. and LANDIS, J. R., *The Analysis of Longitudinal Polytomous Data: Generalized Estimating Equations and Connections with Weighted Least Squares*, Biometrics, 49, p. 1033-1044, 1993.
71. LIPSITZ, S. R., LAIRD, N. M. and HARRINGTON, D. P., *Generalized Estimating Equations for Correlated Binary Data: Using the Odds Ratio As a Measure of Association*, Biometrika, 78, no. 1, p. 153-160, 1991.

KAYNAKLAR DİZİNİ (DEVAM EDİYOR)

72. HORTON, J. N. and LIPSITZ, S. R., *Review of Software to Fit Generalized Estimating Equation Regression Models*, American Statistician, Vol. 53, p. 160-169, 1999.
73. ALBERT, P. S. and McSHANE, L. M., *A Generalized Estimating Equations Approach for Spatially Correlated Binary Data: Applications to the Analysis of Neuroimaging Data*, Biometrics 51, p. 627-638, 1995.
74. HINES, R. J., *Analysis of Clustered Polytomous Data Using Generalized Estimating Equations and Working Covariance Structures*, Biometrics 53, p. 1552-1556, 1997.
75. HENDRICKS, S. A., JAMES, T. W., COLLINS, J. W. and SEDLAK, S. L., *Power Determination for Geographically Clustered Data Using Generalized Estimating Equations*, Statistics in Medicine, Vol. 15, p. 1951-1960, 1996.
76. LIPSITZ, S. R. and FITZMAURICE, G. M., *Estimating Equations for Measures of Association Between Repeated Binary Responses*, Biometrics 52, p. 903-912, 1996.
77. FITZMAURICE, G. M., MOLENBERGHS, G. and LIPSITZ, S. R., *Regression Models for Longitudinal Binary Responses with Informative Drop-outs*, Journal of Royal Statistical Society, Series B, 57, no. 4, p. 691-704, 1995.
78. PARK, C. G., PARK, T. and SHIN, D. W., *A Simple Method for Generating Correlated Binary Variates*, Journal of American Statistical Association, Vol. 50, No. 4, p. 306-310, 1996.
79. HORTON, N. J., BEBCHUCK, J. D., JONES, C. L., LIPSITZ, S. R., CARALANO, P. J., ZAHNER, G. P. and FITZMAURICE, G. M., *Goodness-of-Fit for GEE: An Example With Mental Health Service Utilization*, Statistics in Medicine 18, p. 213-222, 1999.
80. ZHAO, L. P. and PRENTICE, R. L., *Correlated Binary Regression Using a Quadratic Exponential Model*, Biometrika, 77, p. 642-648, 1990.
81. BANHART, H. X. and WILLIAMSON, J. M., *Goodness of Fit Tests for GEE Modelling with Binary Responses*, Biometrics 54, p. 720-729, 1998.
82. LIPSITZ, S. R. and IBRAHIM, J. G., *Estimating Equations With Incomplete Categorical Covariates In the Cox Model*, Biometrics, 54, p. 1002-1013, 1998.

KAYNAKLAR DİZİNİ (DEVAM EDİYOR)

83. PREISSER, S. J., GALECKI, A. T., LOHMAN, K. K. and WAGENKNECHT, L. E., *Analysis of Smoking Trends with Incomplete Longitudinal Binary Responses*, Journal of American Statistical Association, in press, December, 2000.
84. PARK, T., *A Comparison of the Generalized Estimating Equation Approach With the Maximum Likelihood Approach for Repeated Measurements*, Statistics in Medicine, Vol. 12, p. 1723-1732, 1993.
85. TUDOR, G. E., KOCH, G. G. and DIANE, C., *Statistical Methods for Crossover Designs in Bioenvironmental and Public Health*, Handbook of Statistics, UNC, 2000.
86. STRAM, D. O., WEI, L. J. and WARE, J. H., *Analysis of Repeated Ordered Categorical Outcomes with Possibly Missing Observations and Time Dependent Covariates*, Journal of American Statistical Association, Vol. 83, No. 403, p. 631-637, 1998.
87. COULL, B. A. and AGRESTI, A., *Random Effects Modelling of Multiple Binomial Responses Using the Multivariate Binomial Logit-Normal Distribution*, Biometrics 56, p. 73-80, 2000.
88. TOLEDANO, A. Y. and GATONIS, C., *Generalized Estimating Equations for Ordinal Categorical Data: Arbitrary Patterns of Missing Responses and Missingness in a Key Covariate*, Biometrics 55, p. 488-496, 1999.
89. LUMLEY, T., *Generalized Estimating Equations for Ordinal Data: A Note on Working Correlation Structures*, Biometrics 52, p. 354-361, 1996.
90. HANFELT, J. J. and LIANG, K., *Approximate Likelihood Ratios for General Estimating Equations*, Biometrika 82, no. 3, p. 461-477, 1995.
91. HALL, D. B. and SEVERINI, T. A., *Extended Generalized Estimating Equations for Clustered Data*, Journal of American Statistical Association, Theory and Methods, Vol. 93, No. 444, p. 1365-1375, 1998.
92. KENWARD, M. G., LESAFFRE, E. and MOLENBERGHS, G., *An Application of Maximum Likelihood and Generalized Estimating Equations to the Analysis of Ordinal Data from a Longitudinal Study with Cases Missing at Random*, Biometrics 50, p. 945-953, 1994.

KAYNAKLAR DİZİNİ (DEVAM EDİYOR)

93. STAMP, J., RHIND, V. and HASLOCK, I., *A Comparison of Nefopam and Flurbiprofen in the Treatment of Osteoarthritis*, The British of Clinical Practise, Vol. 43, No. 1, P. 24-26, 1989.
94. WILLIAMS, H. J., WARD, J. R., EGGER, M. J., NEUNER, R., BROOKS, R. H., CLEGG, D. O., FIELD, E. H., SKOSEY, J. L., ALARCON, G. S., WILLKENS, R. F., PAULUS, H. E., RUSSEL, I. J. and SHARP, J. T., *Comparison of Naproxen and Acetaminophen in a Two-year Study of Treatment of Osteoarthritis of the Knee*, Arthritis & Rheumatism, Vol. 36, No. 9, p. 1196-1206, 1993.
95. AMADIO, P. and CUMMINGS, D. M., *Evaluation of Acetaminophen in the Management of Osteoarthritis of the Knee*, Current Therapeutic Research, Vol. 34, No. 1, p. 59-66, 1983.
96. BRADLEY, J. D., BRANDT, K. D., KATZ, B. P., KALASINSKI, L. A. and RYAN, S. I., *Comparison of an Antiinflammatory Dose of Ibuprofen, An Analgesic Dose of Ibuprofen, and Acetaminophen in the Treatment of Patients with Osteoarthritis of the Knee*, The New England Journal of Medicine, Vol. 325, No. 2, p. 47-51, 1991.
97. LAIRD, N. M., SKINNER, J. and KENWARD, M., *An Analysis of Two-period Crossover Design With Carry-over Effects*, Statistics in Medicine, Vol. 11, p. 1967-1979, 1992.
98. SENN, S., *The AB/BA Crossover: Past, Present and Future?* Statistical Methods in Medical Research, 3: p. 303-324, 1994.
99. KENWARD, M. and JONES, B., *The Analysis of Binary Categorical Data from Crossover Trials*, Statistical Methods in Medical Research, 3: p. 325-344, 1994.
100. JOHNSON, W. D. and MERCANTE, D. E., *Analyzing Multivariate Data In Crossover Designs Using Permutation Tests*, Journal of Biopharmaceutical Statistics, 6(3), p. 327-342, 1996.
101. FREEMAN, P. R., *The Performance of The Two-Stage Analysis of Two Treatment, Two-Period Crossover Trials*, Statistics in Medicine, 8: p. 1421-1432, 1989.
102. BROWN, B. W., *The Crossover Experiment for Clinical Trials*, Biometrics, 36, p. 69-79, 1980.

Ek-8 Aktivitede ağrı yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar

YAŞ	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
1	Deneme	0,474298	0,754915	0,917261	0,979864	1
1	Plasebo	0,292888	0,585769	0,835786	0,957156	1

MEDENİ DURUM	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
Bekar	Deneme	0,372922	0,664386	0,877224	0,968726	1
Bekar	Plasebo	0,218266	0,481708	0,770352	0,935662	1
Evli	Deneme	0,449943	0,731393	0,907644	0,977067	1
Evli	Plasebo	0,277479	0,561093	0,821875	0,952389	1

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
Çalışıyor	Deneme	0,417632459	0,712447342	0,89620022	0,973801364	1
Çalışıyor	Plasebo	0,257787498	0,545449201	0,80701036	0,947374815	1
Emekli	Deneme	0,400735851	0,697917344	0,889515334	0,971957749	1
Emekli	Plasebo	0,244641241	0,528070453	0,795889688	0,943778911	1
Çalışmıyor	Deneme	0,416562700	0,711545089	0,895790194	0,973688876	1
Çalışmıyor	Plasebo	0,256946530	0,544358073	0,806324158	0,947155017	1

EĞİTİM DURUMU	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
≤ 12 yıl	Deneme	0,355855	0,663739	0,873934	0,968480	1
≤ 12 yıl	Plasebo	0,192507	0,459986	0,749472	0,929870	1
13-15 yıl	Deneme	0,404970	0,708601	0,895182	0,974262	1
13-15 yıl	Plasebo	0,227023	0,512048	0,786575	0,942313	1
>15 yıl	Deneme	0,586157	0,835002	0,946733	0,987465	1
>15 yıl	Plasebo	0,379352	0,685917	0,884658	0,971424	1

CİNSİYET	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
Bayan	Deneme	0,38036483	0,678350135	0,884228798	0,971086305	1
Bayan	Plasebo	0,220045713	0,492200633	0,778284999	0,939157806	1
Erkek	Deneme	0,502699974	0,776433137	0,926348090	0,982240228	1
Erkek	Plasebo	0,317215053	0,614815552	0,852519485	0,962148566	1

HEDEF EKLEM	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
Sol kalça	Deneme	0,377799	0,672937	0,882726	0,973349	1
Sol kalça	Plasebo	0,222769	0,492701	0,780366	0,945174	1
Sol diz	Deneme	0,436642	0,724242	0,905732	0,979000	1
Sol diz	Plasebo	0,267861	0,553519	0,819343	0,956532	1
Sağ kalça	Deneme	0,475370	0,754322	0,918250	0,981982	1
Sağ kalça	Plasebo	0,299580	0,591725	0,841322	0,962583	1
Sağ diz	Deneme	0,392170	0,686154	0,888865	0,974879	1
Sağ diz	Plasebo	0,233456	0,507874	0,790592	0,948236	1

Ek-9 Hareketlerde ortalama ağrı yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar

YAŞ	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
1	Deneme	0,690851	0,845600	0,944627	0,984849	1
1	Plasebo	0,554013	0,752744	0,904607	0,973070	1

MEDENİ DURUM	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
Bekar	Deneme	0,412946	0,627779	0,834864	0,950902	1
Bekar	Plasebo	0,287430	0,491651	0,743530	0,917397	1
Evli	Deneme	0,518716	0,720994	0,885664	0,967400	1
Evli	Plasebo	0,381969	0,597077	0,816243	0,944496	1

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
Çalışıyor	Deneme	0,511697865	0,714696	0,884249	0,966828	1
Çalışıyor	Plasebo	0,372595053	0,586715	0,812357	0,942913	1
Emekli	Deneme	0,427000417	0,640469	0,844540	0,953973	1
Emekli	Plasebo	0,296921658	0,502375	0,754822	0,921543	1
Çalışmıyor	Deneme	0,505424787	0,709550	0,881655	0,966013	1
Çalışmıyor	Plasebo	0,366746487	0,580615	0,808501	0,941547	1

EĞİTİM DURUMU	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
≤ 12 yıl	Deneme	0,389503	0,616543	0,828154	0,948802	1
≤ 12 yıl	Plasebo	0,253487	0,461129	0,719483	0,907945	1
13-15 yıl	Deneme	0,492126	0,709468	0,879796	0,965690	1
13-15 yıl	Plasebo	0,340246	0,565152	0,795727	0,937421	1
>15 yıl	Deneme	0,649673	0,823741	0,933367	0,981774	1
>15 yıl	Plasebo	0,496725	0,713246	0,881728	0,966294	1

CİNSİYET	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
Bayan	Deneme	0,450389	0,665566	0,859748	0,958687	1
Bayan	Plasebo	0,315118	0,527722	0,774867	0,928721	1
Erkek	Deneme	0,524231	0,727961	0,891804	0,968947	1
Erkek	Plasebo	0,382205	0,600392	0,822313	0,946002	1

HEDEF EKLEM	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5
Sol kalça	Deneme	0,418581	0,639086	0,846771	0,953082	1
Sol kalça	Plasebo	0,289811	0,500925	0,758010	0,920092	1
Sol diz	Deneme	0,523333	0,729759	0,893927	0,968729	1
Sol diz	Plasebo	0,383599	0,604846	0,826898	0,946119	1
Sağ kalça	Deneme	0,431312	0,651014	0,853410	0,955358	1
Sağ kalça	Plasebo	0,300651	0,513946	0,767438	0,934521	1
Sağ diz	Deneme	0,451354	0,669251	0,863291	0,958699	1
Sağ diz	Plasebo	0,318017	0,534221	0,781632	0,929367	1

Ek-10 Ortalama sancı yanıt değişkeni için birikimli olasılıklar

YAŞ	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3
1	Deneme	0,047227491	0,424873	1
1	Plasebo	0,068414703	0,522560	1

MEDENİ DURUM	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3
Bekar	Deneme	0,061318191	0,497800	1
Bekar	Plasebo	0,088281557	0,595030	1
Evli	Deneme	0,037971799	0,374584	1
Evli	Plasebo	0,055273598	0,470285	1

ÇALIŞMA DURUMU	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3
Çalışıyor	Deneme	0,050752919	0,448533	1
Çalışıyor	Plasebo	0,070718796	0,536535	1
Emekli	Deneme	0,050206504	0,445715	1
Emekli	Plasebo	0,069973271	0,533699	1
Çalışmıyor	Deneme	0,037724175	0,373577	1
Çalışmıyor	Plasebo	0,052849988	0,459116	1

EĞİTİM DURUMU	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3
≤ 12 yıl	Deneme	0,058502621	0,476966	1
≤ 12 yıl	Plasebo	0,086171769	0,580518	1
13-15 yıl	Deneme	0,047200500	0,420968	1
13-15 yıl	Plasebo	0,069921227	0,524555	1
>15 yıl	Deneme	0,025733280	0,279348	1
>15 yıl	Plasebo	0,038538381	0,370377	1

CİNSİYET	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3
Bayan	Deneme	0,048264080	0,429375	1
Bayan	Plasebo	0,069914724	0,527273	1
Erkek	Deneme	0,043897825	0,405211	1
Erkek	Plasebo	0,063720960	0,502450	1

HEDEF EKLEM	GRUP	θ_1	θ_2	θ_3
Sol kalça	Deneme	0,053839745	0,467446	1
Sol kalça	Plasebo	0,074986516	0,555644	1
Sol diz	Deneme	0,059144832	0,492301	1
Sol diz	Plasebo	0,082194282	0,580080	1
Sağ kalça	Deneme	0,029575135	0,319776	1
Sağ kalça	Plasebo	0,041610569	0,401096	1
Sağ diz	Deneme	0,041806416	0,402274	1
Sağ diz	Plasebo	0,058519148	0,489477	1