

HAKAN ÖZTUNÇ	ULUSAL TELEVİZYON KANALLARINDA REKLAM KUŞAKLARININ ÇOKLU SEÇİM MODELİ İLE ANALİZİ	EKONOMETRİ / İSTATİSTİK	İstanbul, 2013
T.C. MARMARA ÜNİVERSİTESİ SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ EKONOMETRİ ANABİLİM DALI İSTATİSTİK BİLİM DALI ULUSAL TELEVİZYON KANALLARINDA REKLAM KUŞAKLARININ ÇOKLU SEÇİM MODELİ İLE ANALİZİ DOKTORA TEZİ HAKAN ÖZTUNÇ İstanbul, 2013			

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
İSTATİSTİK BİLİM DALI

**ULUSAL TELEVİZYON KANALLARINDA REKLAM KUŞAKLARININ
ÇOKLU SEÇİM MODELİ İLE ANALİZİ**

Doktora Tezi

HAKAN ÖZTUNÇ

Danışman: Doç. Dr. DİLEK ALTAŞ

İstanbul, 2013

MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ

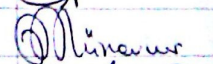
TEZ ONAY BELGESİ

EKONOMETRİ Anabilim Dalı İSTATİSTİK Bilim Dalı DOKTORA öğrencisi
HAKAN ÖZTUNÇ'nın ULUSAL TELEVİZYON KANALLARINDA REKLAM
KUŞAKLARININ ÇOKLU SEÇİM MODELİ İLE ANALİZİ adlı tez çalışması, Enstitümüz
Yönetim Kurulunun 14.01.2013 tarih ve 2013-3/22 sayılı kararıyla oluşturulan jüri tarafından oy
birliği / ~~oy çokluğu~~ ile Doktora Tezi olarak kabul edilmiştir.

Tez Savunma Tarihi 06.02.2017

Öğretim Üyesi Adı Soyadı

İmzası

1.	Tez Danışmanı	Doç. Dr. DİLEK ALTAŞ	
2.	Jüri Üyesi	Prof. Dr. ŞAHAMET BÜLBÜL	
3.	Jüri Üyesi	Prof. Dr. AYŞE OĞUZLAR	
4.	Jüri Üyesi	Prof. Dr. MÜNEVVER TURANLI	
5.	Jüri Üyesi	Doç. Dr. İLESEN YILDIRIM	

ÖZET

Günümüzde televizyon, reklamcılık sektörünün göz bebeği konumundadır. Televizyon reklamları hem görsel hem de işitsel duylara birlikte seslenmesi, günlük trendleri kolaylıkla takip edebilmesi ve diğer reklam türlerinden ayrılan dinamik yapısı gibi pozitif faktörlerle tüketicilerin satın alma davranışlarında önemli ölçüde yönlendirme etkisine sahiptir. Televizyon reklamlarının satın alma davranışlarında etkin rol oynadığının düşünülmesi firmaların tanıtımları için geniş bütçeler ayırmasına ve televizyon reklamcılığının her geçen gün büyüyen ve gelişen bir sektör haline gelmesine yaramıştır. Oysa uzaktan kumanda cihazları sayesinde istenilen ve beğenilen televizyon programları izlenmekte fakat programlar arasındaki televizyon reklamları aynı derecede izlenmemektedir. Reklam izleme stratejileri belirlemek adına reklamın en fazla izlendiği düşünülen ilk dakikasında reklam izleyicisinin kimlik ve davranışları hakkında bilgi sahibi olmak reklam verenlerin en fazla isteyeceği durumlardandır. Bu çalışmanın amacı bir sene içinde ve Prime-Time denilen televizyonun en fazla seyredildiği sürede reklamın ilk dakikasında reklamda kalan televizyon izleyicisinin cinsiyet, yaş, sosyo-ekonomik statü, genel reklam izlenme oranı ve kanalda kalma oranlarına bakılarak izleyiciler arası kanal tercih modeli kurabilmenin mümkün olup olmadığını araştırmaktır. Çalışmada değişkenlerin birbirleriyle etkileşimleri de kullanılıp alternatif çoklu seçim modelleri kurularak, modellerin performansı, nasıl geliştirildikleri ve modellerin marjinal etki analizleriyle pratik kullanım alanları anlatılmıştır. Kurulan Multinomial Logit Modellerinde izleyicilerin belirlenen özelliklerinin reklamın ilk dakikasında kanal tercihlerinde anlamlı etkilerinin olduğu gözlemlenmiştir.

Anahtar kelimeler: Televizyon, Reklam, Çoklu Seçim Modeli, Prime-time, Multinomial Lojit Model

ABSTRACT

Today, television advertising sector is the most profitable in its own advertising area. Some of the most important advantages of television commercials are visual and audible aids can be used together in conveniently and effectively, and television ads have a dynamic nature that provides to display features of product and shows distinguishes from similar products in a quick and easy way. It is thought as television commercials play very important effective role on the behavior of buying a product. Therefore the firms separate a big portion from their budgets for television commercials. Because of that and similar reasons, this sector has been developing day by day. However remote controller is the obstacle that popular television shows are watched but not commercials. So, it can be the most preferred situation for commercial owners that during the commercials shown in the first minute of interrupting the television shows, which is being watched the most, to know the identity of commercial viewers and their behaviors. In this research characteristics of the viewers such as gender, age, socio-economic status and behaviors of watching commercials on a specific channels are analyzed especially the first minute viewers to see if there is a difference between channels during the Prime –Time in a year. In this research by using the mentioned variables, it is examined whether constructing Multiple Choice Models among four national television channels in Turkey. Not only the variables above but also interactions of them are used in the several multiple choice models that they reveal the differences, models performances, and marginal effects for practical usages. Analyzes made by using Multinomial Logit Models, indicates how effective the variables are in the watching rate of first minute commercials on television and make comparisons between channels.

Key Words: Television, Commercial, Multiple Choice Models, Prime-time, Multinomial Logit Model.

İÇİNDEKİLER

	SAYFA NO.
İÇİNDEKİLER	ii
TABLO LİSTESİ	vi
ŞEKİL LİSTESİ	ix
KISALTMALAR.....	xv
GİRİŞ	1
BÖLÜM I.....	5
GENELLEŞTİRİLMİŞ DOĞRUSAL MODELLER.....	5
1.1 Genelleştirilmiş Doğrusal Model.....	5
1.2 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerin Bileşenleri	7
1.2.1 Üstel Dağılımlar.....	7
1.2.1.1 Poisson Üstel Dağılım	7
1.2.1.2 Binom Üstel Dağılım	8
1.2.1.3 Normal Üstel Dağılım.....	8
1.2.1.4 b(.) Fonksiyonu	8
1.2.2 Doğrusal Tahmin Edici.....	10
1.2.3 Link Fonksiyonu	10
1.2.3.1 Özdeş Link fonksiyonu	11
1.2.3.2 Lojit Link Fonksiyonu	11
1.2.3.3 Probit Link Fonksiyonu	12
1.2.3.4 Log-Link Fonksiyonu	12
1.2.3.5 Kanonik Link Fonksiyonu	13
1.3 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Parametre Kestirimleri	14
1.4 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Model Uyumu	16
1.4.1 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Model Uyumunda Hata Değerleri	19
1.4.2 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Model Uyumunda Sapma.....	19
1.4.3 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Parametre Yorumları	21
1.4.3 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Olabilirlik Oran Testi ve Sapma	22
1.4.4 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Wald ve Skor Testi.....	22
1.5 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Uyum Açıklayıcı Ölçüler	23
BÖLÜM II	24
KESİKLİ SEÇİM MODELLERİ.....	24
2.1 Nitel Bağımlı Değişkenli Modeller.....	24
2.2 Kesikli Seçim Modellerinde Seçim Seti	25
2.3 Doğrusal Olasılık Modeli.....	26
2.3.1 Hata Terimlerinin Dağılımı	28
2.3.2 Hata Terimlerinin Değişen Varyansı	29
2.3.3 Doğrusallık Varsayımı ve Sınırlar	31
2.3.4 Uyum Ölçüsünün Yetersizliği	32
2.4 Lojit Modeli	33
2.4.1 Genel Lojit Modeli.....	33
2.4.2 Lojit Modelde Katsayıların ve Bahis Oranlarının Yorumlanması.....	38

2.4.2.1 Başlangıç Katsayısı.....	38
2.4.2.2 Eğim Katsayısı.....	38
2.4.3 Lojit Modelde Parametre Tahmin Yöntemleri.....	40
2.4.3.1 En Çok Olabilirlik Yöntemi.....	40
2.4.3.2 Yeniden Ağırlıklandırılmış İteratif En Küçük Kareler Yöntemi.....	43
2.4.3.3 Minimum Lojit Ki-Kare Yöntemi.....	43
2.4.3.4 Diğer Yöntemler ve Yöntemlerin Karşılaştırılması.....	44
2.4.4 Parametre Anlamlılıklarının Sınanması ve Hipotez Testleri.....	44
2.4.4.1 Olabilirlik Oran Testi.....	46
2.4.4.2 Wald Testi.....	47
2.4.4.3 Skor Testi.....	48
2.4.4.4 Testlerin Karşılaştırılması.....	48
2.4.4.5 Güven Aralıklarının Kestirimi.....	49
2.4.5 Lojit Modelde Uyum İyiliği.....	50
2.4.5.1 Lojit Model Uyum İstatistikleri.....	51
2.4.5.1.1 Hosmer ve Lemeshow testi.....	51
2.4.5.1.2 Blok Ki-Kare İstatistiği.....	52
2.4.5.2 Uyum İyiliğinin Özet Ölçümleri.....	55
2.4.5.2.1 Pearson Ki-Kare Testi.....	55
2.4.5.2.2 Sapma Değerleri.....	57
2.4.5.2.3 dfBeta Değerleri.....	57
2.4.6 Lojit Modelde Tahmin Değişkenlerinde Etkileşim ve Değişken Seçimi.....	58
2.4.6.1 İleriye Doğru Seçim.....	58
2.4.6.2 Geriye Doğru Seçim.....	59
2.4.6.3 Adım Adım Seçim.....	59
2.4.7 Modellerin Karşılaştırılması.....	59
2.5 Yuvalı (Nested) Lojit Modeli.....	60
2.6 Probit Model.....	61
2.7 Multinomial Lojit Modeli.....	63
2.7.1 Multinomial Lojit Varsayımları.....	65
2.7.1.1 İlgisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı Varsayımı.....	66
2.7.1.2 Multinomial Dağılım.....	68
2.7.1.3 Örneklem Genişliğinin Belirlenmesi.....	68
2.7.2 Multinomial Lojit Modelde En Çok Olabilirlik Kestirim Yöntemi.....	69
2.7.2.1 Gradyan ve Hessian Matrisleri.....	71
2.7.2.2 Newton-Raphson.....	72
2.7.2.2.1 Kuadratikler.....	73
2.7.2.2.2 Adım Büyüklüğü.....	74
2.7.2.2.3 Konkavlık.....	75
2.7.2.3 Berndt, Hall, Hall ve Hausman.....	76
2.7.2.4 Berndt, Hall, Hall ve Hausman -2.....	78
2.7.2.5 Dikey Çıkış.....	79
2.7.2.6 Davidson- Fletcher-Powell ve Broyden-Fletcher-Goldford-Shanno.....	79
2.7.2.7 Yakınsama Kriteri.....	80
2.7.2.8 Yerel Maksimum ve Bütünsel Maksimum.....	81
2.7.2.9 Kestirimlerin Varyansı.....	81
2.7.3 Multinomial Lojit Modellerde Model Uyumunun İncelenmesi.....	83

2.7.3.1 Olabilirlik Oran Testi.....	83
2.7.3.2 Wald Testi.....	84
2.7.3.4 Hausman Testi	84
2.7.3.4 Small ve Hsiao Testi	85
2.7.3.5 Akaike Bilgi Kriteri	86
2.7.3.6 Bayesci Bilgi Kriteri	86
2.7.3.7 McFadden'in Düzeltilmiş Olabilirlik Oran Göstergesi	87
BÖLÜM III.....	88
TELEVİZYON REKLAMLARI VE İZLENME ORANLARI.....	88
3.1 Televizyon Reklamları.....	88
3.2 Televizyon Reklamlarının İzlenme Ölçümü.....	91
3.2.1 Türkiye'de Reklam İzleme Ölçümü	92
3.2.2 Televizyon İzleme Entegre Ölçüm Sistemi	93
3.2.3 Televizyon Reklam İzleme Sisteminin İşleyişi	95
3.2.4 Televizyon Reklam İzlenmede Kavramlar	95
3.2.4.1 İzlenme Oranı	97
3.2.4.2 Paylaşım.....	98
3.2.4.3 Ulaşılabilirlik	99
3.3 Araştırma Verilerinin Elde Edilmesi ve Tanımlanması.....	100
BÖLÜM IV	102
UYGULAMA.....	102
4.1 Çalışmanın Amacı.....	102
4.2 Veri Yapısı	102
4.3 Modelde Kullanılan Değişkenler	103
4.3.1 Cinsiyet Değişkeni.....	104
4.3.2 Yaş Değişkeni	104
4.3.3 Sosyo-Ekonomik Statü Değişkeni	105
4.3.4 Kanallar Değişkeni	106
4.3.5 Sadakat Değişkeni.....	107
4.3.6 Genel Reklam İzleme Değişkeni	107
4.3.7 Cinsiyet ve Yaş Etkileşim Değişkeni.....	108
4.3.8 Cinsiyet ve Sosyo-ekonomik Statü Etkileşim Değişkeni	109
4.3.9 Yaş ve Sosyo-ekonomik Statü Etkileşim Değişkeni.....	110
4.3.10 Değişkenlere Ait İlişki Analizleri	110
4.3.10.1 Cinsiyet Değişkenine Ait İlişki Analizleri.....	111
4.3.10.2 Sosyo-Ekonomik Statü Değişkenine Ait İlişki Analizleri	111
4.3.10.3 Yaş Değişkenine Ait İlişki Analizleri.....	112
4.3.10.4 Kanal Değişkenine Ait İlişki Analizleri.....	113
4.3.10.5 Sadakat ve Genel İzleme Değişkenlerine Ait İlişki Analizleri	114
4.4 Literatür Taraması.....	116
4.5 Bulgular	119
4.5.1 Model 1'den Elde Edilen Bulgular	120
4.5.2 Model 2'den Elde Edilen Bulgular	127
4.5.3 Model 3'ten Elde Edilen Bulgular.....	137
4.5.4 Model 1 ve Model 3 için Marjinal Etki Analizleri	148
4.5.5 Model 2 ve Model 3 için Marjinal Etki Analizleri	167

4.5.6 Model Bulgularının Değerlendirilmesi.....	208
SONUÇLAR ve ÖNERİLER.....	211
KAYNAKLAR	217

TABLO LİSTESİ

Tablo 1: Örnek Dağılımların Link ve Ters Link Fonksiyonları	13
Tablo 2: u_i Değerlerine İlişkin Olasılık Dağılımları	29
Tablo 3: c-Kategorili Kategorik Bağımsız Değişkenin	53
Tablo 4: Dakika Bazında Kimlerin Hangi Kanalı İzlediğini Gösteren Örnek Tablo.	96
Tablo 5: İzlenme Oranlarının Hesaplanması*	97
Tablo 6: Paylaşım Oranlarının Hesaplanması	98
Tablo 7: Ulaşılabilirlik Oranlarının Hesaplanması	99
Tablo 8: Ortalama İzlenme Süresi Hesaplanması.....	100
Tablo 9: Veri Setindeki Bireylerin Demografik Özellikleri	103
Tablo 10: Yaş Değişkeninin Alt gruplarının Gölge Değişkenlerinin Aldığı Değerler ..	104
Tablo 11: Sosyo-ekonomik Statü Değişkeninin Alt Statü Gruplarına.....	106
Tablo 12: Cinsiyet ve Yaş Etkileşim Değişkenine Ait Tüm Alt Kategori Değişkenlerinin Açıklaması.....	108
Tablo 13: Cinsiyet ve Sosyo-ekonomik Etkileşim Değişkenine Ait Tüm Alt Kategori Değişkenlerinin Açıklaması.....	109
Tablo 14: Yaş ve Sosyo-ekonomik Statü Etkileşim Değişkenine Ait Tüm Alt Kategori Değişkenlerinin Açıklaması.....	110
Tablo 15: Cinsiyet Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları	111
Tablo 16: Sosyo-Ekonomik Statü Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları.....	112
Tablo 17: YAS Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları.....	113

Tablo 18: Kanal Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları	113
Tablo 19: Kanallar Arası Karşılaştırmalı Ki-Kare Uygunluk Analiz Sonuçları*	114
Tablo 20: Sadakat Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları	115
Tablo 21: Rating Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları	115
Tablo 22: Model 1 Uyum Bilgisi ve Uyum İyiliği	121
Tablo 23: Model 1 Pseudo R ²	121
Tablo 24: Model 1’de Bağımsız Değişkenler için	122
Tablo 25: Model 1’de Bağımsız Değişkenler için	122
Tablo 26: Model 1 için Multinomial Lojit Analizi (ReferansKategorisi:Kanal2).....	123
Tablo 27: Model 1 için Doğru Tahmin Oranları (%).....	126
Tablo 28: Model 1 Hausman Test Sonuçları	127
Tablo 29: Model 2 Uyum Bilgisi ve Uyum İyiliği	128
Tablo 30: Model 2 için Pseudo R ²	128
Tablo 31: Model 2’de Bağımsız Değişkenler için Olabilirlik Oran Test Sonuçları	129
Tablo 32: Model 2’de Bağımsız Değişkenler için Wald Test Sonuçları	130
Tablo 33: Model 2 için Multinomial Lojit Analizi (ReferansKategorisi:Kanal2).....	132
Tablo 34: Model 2 için Doğru Tahmin Oranları (%).....	136
Tablo 35: Hausman Test sonuçları	137
Tablo 36: Model 3 için Uyum Bilgisi ve Uyum İyiliği	138
Tablo 37: Model 3 için Pseudo R ²	138

Tablo 38: Model 3'te Bağımsız Değişkenler için Olabilirlik Oran Test Sonuçları	139
Tablo 39: Model 3'te Bağımsız Değişkenler için Wald Test Sonuçları	140
Tablo 40: Değişkenlerin İkili Test Karşılaştırmaları	141
Tablo 41: Model 3 için Multinomial Lojit Analizi (ReferansKategorisi:Kanal2).....	142
Tablo 42: Model 3 için Hausman Test Sonuçları	147
Tablo 43: Model 3 için Doğru Tahmin Oranları(%).....	148
Tablo 44: Modellerin Karşılaştırmalı Uyum İyilikleri	209

ŞEKİL LİSTESİ

Şekil 1: En Çok Olabilirlik Tahmini.....	16
Şekil 2: Lojit Eğrisinin Grafiği	37
Şekil 3: Yuvalı Lojit için Ağaç Şeması	61
Şekil 4: Probit ve logit modelin birikimli dağılım olarak karşılaştırılması	62
Şekil 5:Televizyonda Reklam İzlemede İzleyicilerin Sosyo-ekonomik Statülerinin Cinsiyet Üzerinde Etkisi.	149
Şekil 6: Televizyonda Reklam İzlemede Yaş Gruplarının Cinsiyet Üzerinde Etkisi. ..	151
Şekil 7: Televizyonda Reklam İzlemede Cinsiyetin Programdan Reklama Geçişte Kanalda Kalma Üzerinde Etkisi.	153
Şekil 8: Televizyonda Reklam İzlemede Genel İzlenme Oranlarının Cinsiyet Üzerinde Etkisi.	155
Şekil 9: Televizyonda Reklam İzlemede Yaş Gruplarının Sosyo-ekonomik Statüler Üzerinde Etkisi.	156
Şekil 10:Televizyonda Reklam İzlemede İzleyicinin Kanalda Kalma Oranının Yaş Grupları Üzerinde Etkisi.....	159
Şekil 11: Televizyonda Reklam İzlemede Genel İzleyiciler Arası Oranın Yaş Grupları Üzerinde Etkisi.	161
Şekil 12: Televizyonda Reklam İzlemede İzleyicinin Kanalda Kalma Oranının İzleyicinin Sosyo-eonomik Statüsü Üzerinde Etkisi.	163
Şekil 13:Televizyonda Reklam İzlemede Genel İzleyiciler Arası Oranın Sosyo-ekonomik Statü Grupları Üzerinde Etkisi.....	165

Şekil 14: Televizyonda Reklam İzlemede Genel İzleyiciler Arası Oranın Kanalda Kalma Oranı Üzerinde Etkisi.	166
Şekil 15: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oranla Karşılaştırılması.	168
Şekil 16: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oranla Karşılaştırılması.	169
Şekil 17: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oranla Karşılaştırılması.	170
Şekil 18: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.	171
Şekil 19: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.	172
Şekil 20: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.	173
Şekil 21: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Yaş Kategorileri ile Karşılaştırılması.	174
Şekil 22: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Yaş Kategorileri ile Karşılaştırılması.	175
Şekil 23: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Yaş Kategorileri ile Karşılaştırılması.	176
Şekil 24: Kanallara göre (12-19) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	177
Şekil 25: Kanallara göre (20-34) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	178

Şekil 26: Kanallara göre (35-44) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.....	179
Şekil 27: Kanallara göre (45 ve üstü) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.....	180
Şekil 28: Kanallara göre (12-19) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.....	181
Şekil 29: Kanallara göre (20-34) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.....	182
Şekil 30: Kanallara göre (35-44) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.....	183
Şekil 31: Kanallara göre (45 ve üstü) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.....	184
Şekil 32: Kanallara göre (12-19) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Sosyo-ekonomik Statü Değişikliğiyle Karşılaştırılması.....	185
Şekil 33: Kanallara göre (20-34) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Sosyo-ekonomik Statü Değişikliğiyle Karşılaştırılması.....	186
Şekil 34: Kanallara göre (35-44) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Sosyo-ekonomik Statü Değişikliğiyle Karşılaştırılması.....	187
Şekil 35: Kanallara göre (45 ve üstü) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Sosyo-ekonomik Statü Değişikliğiyle Karşılaştırılması.....	188
Şekil 36: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (12-19) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.....	189

Şekil 37: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (12-19) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	189
Şekil 38: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (12-19) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	190
Şekil 39: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	191
Şekil 40: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	192
Şekil 41: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	193
Şekil 42: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	194
Şekil 43: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	194
Şekil 44: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	195
Şekil 45: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	196

Şekil 46: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	197
Şekil 47: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.	198
Şekil 48: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (12-19) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.	199
Şekil 49: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (12-19) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.	200
Şekil 50: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.	201
Şekil 51: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.	202
Şekil 52: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.	203
Şekil 53: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.	203
Şekil 54: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.	204

Şekil 55: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.....	205
Şekil 56: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.....	206
Şekil 57: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.....	207
Şekil 58: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.....	208

KISALTMALAR

ANCOVA	: Kovaryans Analizi (Analysis Of Covariance)
ANOVA	: Varyans Analizi (Analysis of Variance)
ATS	: Ortalama İzlenme Süresi
BFGS	: Broyden-Fletcher-Goldford-Shanno
BHHH	: Berndt, Hall, Hall ve Hausman
DFP	: Davidon-Fletcher-Powell
EÇOK	: En Çok Olabilirlik Kestirimi
EKK	: En Küçük Kareler
GDM	: Genelleştirilmiş Doğrusal Modeller
IIA	: İlgisiz Alternatiflerden Bağımsızlık
KSM	: Kesikli Seçim Modeli
LL	: Log-olabilirlik Fonksiyonu
LR	: Olabilirlik Oran Testi
NR	: Newton-Raphson
OECD	: Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
ORVÇÖZ	: Ortak Varyans Çözümlemesi Modelleri
RRR	: Bahis oranları
RTÜK	: Radyo Televizyon Üst Kurulu
SE	: Standart Hata
SAS	: Sosyal Bilimler için İstatistiksel Paket Program
STATA	: Sosyal Bilimler için İstatistiksel Paket Program
SPSS	: Sosyal Bilimler için İstatistiksel Paket Program
VARÇÖZ	: Varyans Çözümlemesi Modelleri

GİRİŞ

Günümüzde insanların en fazla tercih ettiği eğlence ve bilgi edinme aracı olarak televizyon, reklamcılık sektörünün de göz bebeği konumundadır. Televizyon reklamları hem görsel hem de işitsel duylara birlikte seslenmesi, günlük trendleri kolaylıkla takip edebilmesi ve diğer reklam türlerinden ayrılan dinamik yapısı gibi pozitif faktörlerle tüketicilerin satın alma davranışlarında önemli ölçüde yönlendirme etkisine sahiptirler. Televizyon reklamlarının satın alma davranışlarında etkin rol oynadığının düşünülmesi firmaların tanıtımları için geniş bütçeler ayırmasına ve televizyon reklamcılığının her geçen gün büyüyen ve gelişen bir sektör haline gelmesine yaramıştır. Televizyon reklamlarının yüksek etki düzeyi, reklam verenleri daha çok çekmekte ve televizyon reklamcılığının yüksek maliyetli bütçesinin göz ardı edilmesine sebep olmaktadır. Bunun yanında reklamların etki düzeylerinin reklamın amaçları doğrultusunda ölçülmesi gerekmektedir. Televizyon medyasında kanal sayılarının fazla olması, artan reklam kuşakları ve uzayan reklam süreleri bir reklamın hedeflenen izleyici kitlesine ulaşmasını engellemektedir. Bu durum geri dönüşümü istenen seviyede tutmamakta ve reklam verenlerin amaçları doğrultusunda dönüt oluşturmamaktadır. Bilinen negatif etkilere rağmen 2009 yılında Türkiye'nin televizyon reklam sektörü 2,767 milyon TL olan tüm medya reklam maliyetinin %52,11'lik kısmını oluşturmaktadır. Bu oran 2010 yılında %55'lere gelmektedir¹. 2010 yılı verilerinde de Türkiye'de televizyon reklamlarının payının kendisine en yakın yazılı basın reklamlarının iki katı olduğu bilirse sektördeki önemi daha da iyi anlaşılacaktır. Büyümeye devam eden sektörde etkili ve doğru reklamı doğru kanalda, doğru zamanlama ile yayınlanmak son derece önemlidir.

Televizyon izlemede en çok izlenme zamanına Prime-Time denilmekte ve 20.00 ile 24.30 zaman aralığını kapsamaktadır. Televizyon reklamcılığında bu zaman aralığı en aktif kullanım dilimidir. Çünkü reklamların en fazla bu zaman bölümünde izlenildiği düşünülmektedir. Oysa televizyon uzaktan kumanda cihazları sayesinde istenilen ve beğenilen televizyon programları izlenmekte fakat programlar arasında verilen televizyon reklamları aynı derecede izlenmemektedir. Bu durumun önünü almak için

¹ Reklamcılar Derneği Harcama Raporu 2009-2010, <http://www.rd.org.tr> (erişim:23 Nisan 2011)

reklam ajansları pek çok stratejiler geliştirmektedir. Televizyon programı devam ederken seyredilen ekranın yarısına reklam almaktan tutun da reklamı izlenen programın içine yerleştirmeye veya reklam süresi ve gösterilme zamanı belli olmadan program arasına reklam girmeye kadar pek çok reklam seyrettirme stratejisi reklamların daha fazla izleyici kitlesine ulaşmasını sağlamaya çalışır. Buna rağmen gelişen teknoloji sayesinde reklamda izleyici tutulamamaktadır². İşletmeler açısından hayati öneme sahip olan, gerek stratejik hedefler gerekse yeni stratejilere yön verme bağlamında en etkili, yönlendirici ve yaratıcı çabalardan biri olan reklamlar, mevcut bilgileri değerlendirme ve analiz etme, gerçekleştirilen analizlerle yeni bilgilere varma ve tüm bunları farklı bir pazarlama tekniğiyle sunum yeteneğine sahiptir. Bir reklam strateji belirlemesinde çok sayıda ve çeşitte verilerin derlenerek analiz edilmesinde yarar vardır³. Yapılan araştırmalarda televizyon izleyicisinin yüzde ellisinden fazlasının program sırasında izlediği kanalı değiştirdiği bunu yaparken de yüzde doksan ihtimalle reklamları beklediği görülmüştür⁴. Durum böyle olunca reklamın ilk dakikasında en fazla izlenme oranını yakaladığı, ilerleyen dakikalarda reklam izlemenin anlamlı şekilde azaldığı söylenebilir. Reklam izleme stratejileri belirlemek adına reklamın ilk dakikasında reklam izleyicisinin kimlik ve davranışları hakkında bilgi sahibi olmak reklam verenlerin en fazla isteyeceği durumlardandır. Böylece hedef pazarı teşkil eden müşterilerin önüne yine onların istek ve ihtiyaçlarını karşılayan, onlar için üretilmiş ürünleri sürme olasılığı artmış olur. Şayet ilk dakika reklamlarında belirlenen kanalda erkek izleyici sayısı kadın izleyicilerden çok fazla ise o kanalda, o zaman diliminde örneğin kadın kozmetik ürünü reklamını vermek veya en düşük sosyo-ekonomik statüye ait izleyici kitlesinin izlediği durumda alım güçlerinin çok üstünde otomotiv reklamı yapmak istenmiyorsa, reklam vermekte strateji ile hareket etmek zorunluluktur. Reklamların hazırlanmasında harcanan bütçenin, sunuluş biçiminin, hedeflenen izleyici kitlesine hitap edip etmemesinin, reklamın yayında kalma süresinin, rakip ürünlerin o

² Ken Auletta, "Do Ads Still Work?", **Annals of Communication the New Pitch**, The New Yorker, 28 Mart 2005.

³ F.Belma Güneri Fırlar, "Doğru Pazarlama Doğru Reklam Stratejileri", **Ege Üniversitesi İletişim Fakültesi Dergisi**, Nisan,2004, s:207.

⁴ Sandra E.Moriarty ve Shu-Ling Everett S., "Commercial Breaks: A Viewing Behavior Study", **Journalism Quarterly** ,Vol.71,1994 s:346-355

ay-hafta reklamlarının yapılıp yapılmamasının etkileri, izleyicilerin reklamları seyretme faktörlerinden bazılarıdır⁵. Reklam izletme stratejilerinde bunların yanında kültürel ve sosyo-politik etkiler de göz önünde tutulmaktadır⁶. Bunların yanında cinsiyet, ırk ve sosyo-ekonomik sınıf farklarının da reklam izlemede etkileri olur⁷.

İzleyicinin belirli faktörlere bağlı olarak reklam izleme olasılığının arttığı veya azaldığı bilinmektedir. Bu çalışmada cinsiyet, yaş, sosyo-ekonomik statü, kanalda reklam izleme oranı ve kanalın genel reklam izlenme oranı faktörlerinin reklam izlemede kanal izleme tercihleri üzerinde etkilerinin olup olmadığı araştırılacaktır. Türkiye’de ulusal yayın yapan, izlenme oranları yüksek birbirine benzer yayın politikasına sahip dört televizyon kanalının reklam izlemenin en yoğun olduğu Prime-Time zaman diliminde ilk reklam dakikasında izleyenler açısından aralarında tercih edilme olup olmadığı araştırılmak istenmiştir. Bir senelik (Nisan 2010-Nisan 2011) zaman süresinde çeşitli zamanlarda rassal olarak seçilen 20.780 bireyin ilk dakika reklam izleme alışkanlıklarına bakılarak tercih modellemesine ulaşılabacaktır. Bu çalışmanın amacı bir senelik süre içinde reklamın ilk dakikası reklam izleyen televizyon izleyicisinin cinsiyet, yaş, sosyo-ekonomik statü, genel reklam izlenme oranı ve kanalda kalma oranlarına bakılarak izleyiciler arası kanal tercih modeli kurabilmenin mümkün olup olmadığını araştırmaktır. Çalışmada değişkenlerin birbirleriyle etkileşimlerinden de yararlanılarak alternatif çoklu seçim modelleri kurularak, modellerin performansı, nasıl geliştirildikleri ve modellerin marjinal etki analizleriyle pratik kullanım alanları anlatılacaktır.

Çalışmada çoklu lojit model kullanılarak Türkiye’de 2010 Nisan- 2011 Nisan dönemi reklamların ilk dakikasında ulusal televizyon kanal tercihleri modellenmiştir. Elektronik anket yöntemi ile elde edilen dakika bazında panel veriyle kurulan modeller kanal tercihlerini sınıflandırma adına genel olarak başarılı olmuştur. Modeller, tercihlerin %67-%76 arasında doğru sınıflandırmasını yapmaktadırlar. Kurulan tercih

⁵ M. Sutherland,A.K.Sylvester, **Reklam ve Tüketici Zihni**, çev:İ.B. Kalınyazgan, Mediakat Kitapları,İstanbul,2000,s.363

⁶ Sean Griffin, “You Have Never Had a Friend Like Me: Target MarketingDisney to a Gay Community-in Tinker Belles and Evil Queens-The Walt Disney Company From Inside out”, **New York University Press**, New York ve Londra, 2000

⁷ Gail Dines, Jean MacMahon Humez, **Gender, Race and Class in Media:A Text Reader**, Sage, USA, 2003, s.262-263

modellerinde izleyicilerin cinsiyeti, yaşı, sosyo-ekonomik statüsünün yanı sıra genel reklam izleme oranı ve bir dakika öncesine kadar kanalda reklam için kalma bilgilerinin kanal tercihlerinde anlamlı etkilerinin olduğu gözlemlenmiştir.

Birinci bölümde Genelleştirilmiş Doğrusal Modeller (GDM) üzerinde durulacaktır. Genel Doğrusal Modellerden farklılıkları ortaya konularak kullanım alanları belirlenecek ve bağımlı değişkenini kesikli yapısına göre çeşitli kullanım durumları incelenecektir. Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde bileşenleri, parametre kestirimleri, model uyumu ve model uyum testleri incelenerek modelin genel yapısı şekillendirilecektir.

Çalışmanın ikinci bölümünde kanal tercih modellerinde kullanılabilecek bazı ekonometri yöntemleri üzerinde durulacaktır. Buradan hareketle diğer yöntemlere temel oluşturan Doğrusal Olasılık Modeli ve İkili Lojit Modele odaklanılacak, probit ve yuvalı lojit modellerden bahsedilerek multinomial lojit modeller incelenecektir. Bu bölümde ayrıca çoklu tercih modellerinde kullanılan En Çok Olabilirlik Kestirim yöntemleriyle uyum iyiliği ve model kurma sınamaları model karşılaştırma testleriyle verilecektir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde televizyon reklamlarının yapısı anlatılacak ve reklamların izlenme ölçümlerinin elde edilme aşamalarından bahsedilecektir. Televizyon izlenme ölçümü için bilinmesi gereken kavramlar üzerinde durularak daha sonra data setine erişim ve değişken tanımlamaları ortaya konulacaktır. Elektronik anket diyebileceğimiz insan-ölçer (people-meter) uygulamasını reklam izlenme oranlarını bulmada kullanımının anlatıldığı bu kısımda araştırma verilerinin elde edilmesi ve tanıtımı da yapılacaktır.

Dördüncü bölümde 20.780 bireyin ilk dakika reklam izlemesine dayanılarak kurulan kanal tercih modeli uygulamalarına yer verilecektir. Bu bölümde öncelikli olarak veri yapısı ve değişkenler ele alınacaktır. Modellerde ele alınan değişkenler tanımlanarak birbirleriyle olan ilişkileri analiz edilecektir. Modeller kurulup modellerin ortaya koyduğu sonuçlar ve marjinal etki analizleri yapılarak modellerin işlevselliği açıklanacaktır. Modellerin performansı ve güvenilirliğine ilişkin göstergeler ortaya çıkartılıp, modellerin bulgularını açıklama yoluna gidilecektir.

BÖLÜM I

GENELLEŞTİRİLMİŞ DOĞRUSAL MODELLER

1.1 Genelleştirilmiş Doğrusal Model

İstatistiksel yöntemler uygulanırken normal dağılım gösteren bağımlı değişkenin araştırılmasında yapılan analizler doğrusal yollardan yapılabilir. Bağımlı değişkenin sürekli olmadığı ve normal dağılım göstermediği durumlar daha fazladır. Özellikle bağımlı değişkeninin normal dağılım göstermediği iki düzeyli (binary) ya da ikiden fazla düzeyli (polychotomous) durumlarda, nominal ya da ordinal nitel bir değişken olduğunda bir çok varsayım yerine gelmez. Böylece genel doğrusal modellerin uygulanması yetersiz olur. Çünkü bağımlı değişkenin ortalaması ile bir ya da daha fazla bağımsız değişken arasında doğrusal bir yapı oluşturulamaz. Bu tip analizlerde doğrusal modellerin daha geniş şekli olan Genelleştirilmiş Doğrusal Modeller (GDM) kullanılır⁸. Genelleştirilmiş Doğrusal Modeller kısaca nitel ve nicel bağımsız değişkenlerin doğrusal ve doğrusal olmayan etkilerini sürekli ve kesikli bağımlı değişken üzerinde analiz etmede kullanılan modellerin ismidir⁹.

Bir Genel Doğrusal Modelde $y_i = y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{in}$ için n tane bağımsız gözlem sonucu olan Y_i bir rassal değişken olsun. Böylece Y_i 'nin olası değerleri de y_i değerleri olarak kabul edilsin. Genel doğrusal modellerde Y_i değerlerinin μ_i ortalama ve σ^2 varyansla normal dağılım gösterdiği bilinir¹⁰;

$$Y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2) \quad (1.1)$$

(1.1) eşitliğinde μ_i 'den beklenen değer çıkarımı için, p tane tahmin edicilerin bir doğrusal fonksiyonu olduğu ve fonksiyon değerlerinin;

⁸ Alan Agresti, **Categorical Data Analysis**, Second Edition: New Jersey, John Wiley and Sons, 2002, s:116.

⁹ Jeff Miller, Patricia Haden, **Statistical Analysis with The General Linear Model**, San Francisco, Creative Commons, 2006, s.1,2

¹⁰ Joseph M. Hilbe, "Generalized Linear Models", **The American Statistician**, Vol.48, No.3, 1994, s.255-265.

$X = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$ değerlerinden oluştuğunu görürüz. Bu durumda μ_i ortalama fonksiyon olarak βX gibi doğrusal bir yapı kazanacaktır;

$$\mu_i = \beta X \quad (1.2)$$

(1.2) eşitliğinde nitel bir değişken için X faktörün varlığı veya yokluğunu belirlerken tahmin edilmek istenen β parametresi etki seviyesini belirler. Nicel bir değişkende ise X bir sayısal değeri, tahmin edilmek istenen β parametresi de ortalama üzerindeki etki seviyesini derecelendirir.

Genel doğrusal modellerin GDM' ye genellenebilmesi için modelin sistematik bileşenlerine uygun olması gerekir. GDM' nin üstel dağılımlarına sahip yapısı Genel Doğrusal Model (Y) de geçerlidir. Bu durumda Y 'nin beklenen değeri şöyledir;

$$E(Y) = \mu_i = g^{-1}(\beta X) \quad (1.3)$$

(1.3) eşitliğinde βX doğrusal tahmin edici olurken, $g(.)$ bir üstel aile fonksiyonu ve $g^{-1}(.)$ de fonksiyonun tersi olup link fonksiyonudur¹¹. Bütün bunların sonucu rassal bileşen olan ϑ ortalamanın bir fonksiyonunu belirler;

$$\vartheta(Y) = \vartheta(\mu) = \vartheta(g^{-1}(\beta X)) \quad (1.4)$$

Varyansın üstel dağılımı olması hali istenen bir durumdur. Buna karşılık varyansın tahmin edilen değerlerin bir fonksiyonu şeklinde olması istenmez. Çünkü varyans tahmin edilen değerlerden bağımsız olmalıdır. β parametresinin tahmin edilmesi gerekir. Bunun için en çok olabilirlik yöntemi, quasi en çok olabilirlik yöntemi veya Bayes tahmini kullanılır¹².

¹¹ Peter McCullagh, John A. Nelder, **Generalized Linear Models**, 2nd Ed, Londra, Chapman & Hall, 1989, s.22-24

¹² Jiming Jiang, **Linear and Generalized Linear Mixed Models and Their Applications**, New York, Springer, 2007, s.9-16.

1.2 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerin Bileşenleri

Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerin üç bileşeni vardır: Üstel dağılım fonksiyonu; g , Doğrusal tahmin edici ve Link fonksiyonu.

1.2.1 Üstel Dağılımlar

Üstel dağılımlar τ sabit parametresini içine alacak şekliyle olasılık dağılımlarıdır. Yoğunluk dağılım fonksiyonlarının genel ifadesi de şöyledir:

$$g(y_i, \theta_i, \tau) = \exp \left[\frac{y_i \theta_i - b(\theta_i)}{a_i(\tau)} + c(y_i, \tau) \right] \quad (1.5)$$

(1.5) ifadesinde τ dağılma parametresidir. y_i, θ_i, a_i, b ve c Üstel durumun bilinen fonksiyonlarıdır. Birçoğu, hepsi olmasa da, üstel ortak fonksiyon olarak bilinirler¹³.

GDM'nin rassal bileşeni olarak bilinen üstel fonksiyonları olasılık dağılımını verir ve bağımlı değişkenlerinden oluşur. Çıktı veya yanıt bağımlı değişkeni de denilen bağımlı değişkenler sürekli iseler normal dağılım gösterirler. Kesikli bağımlı değişkenlerde normallik varsayımına bakılmaz. Böyle durumlarda çıktı veya yanıt değişkeninin dağılımı poisson veya binom gibi dağılımlar olur. $E(Y)=\mu_i$ beklenen değeri bulma da yararlanılan bir araç olarak Y bağımlı değişkeninin dağılımını gösterme de yararlıdır. Belli başlı dağılımlar aslında üstel dağılımın özel hallerinden başka bir şey değildir.

1.2.1.1 Poisson Üstel Dağılım

Poisson dağılımı üstel fonksiyon olarak yazılabilir. Poisson'un olasılık fonksiyonu genel olarak şöyledir:

$$g(y_i; \lambda_i) = \frac{\lambda_i^{y_i} e^{-\lambda_i}}{y_i!}$$
$$g(y_i; \lambda_i) = \exp[y_i \log(\lambda_i) - \lambda_i - \log(y_i!)] \quad (1.6)$$

(1.6) tekrar düzenlenir ve $\theta_i = \log(\lambda_i)$ alınırsa, $\lambda_i = \exp(\theta_i)$ elde edilir.

¹³ Jiming Jiang, **a.g.e.**, s.121

1.2.1.2 Binom Üstel Dağılım

Binom dağılımı üstel fonksiyon olarak yazılabilir. Binom olasılık fonksiyonu genel olarak şöyledir:

$$g(y_i; p_i) = \binom{n}{y_i} p_i^{y_i} (1 - p_i)^{n-y_i}$$
$$g(y_i; p_i) = \exp \left[y_i \log \left(\frac{p_i}{1-p_i} \right) + n \log(1 - p_i) + \log \binom{n}{y_i} \right] \quad (1.7)$$

$\theta_i = \log \left(\frac{p_i}{1-p_i} \right)$ alınırsa $p_i = \frac{\exp(\theta_i)}{1+\exp(\theta_i)}$ elde edilir.

(1.7) tekrar düzenlenirse,

$$g(y_i; p_i) = \exp \left[y_i \theta_i + n \log \left(\frac{1}{1+\exp(\theta_i)} \right) + \log \binom{n}{y_i} \right] \text{ olur.}$$

Burada $\theta_i = \log \left(\frac{p_i}{1-p_i} \right)$, $b(\theta_i) = n \log(1 + \exp(\theta_i))$, $c(y_i, \tau) = \log \binom{n}{y_i}$ ve $a_i(\tau) = 1$ olarak alındığından Binom dağılımının bir üstel dağılım olduğu anlaşılır.

1.2.1.3 Normal Üstel Dağılım

Normal dağılım da üstel fonksiyon olarak yazılabilir. Normal olasılık fonksiyonu genel olarak şöyledir:

$$g(y_i; \mu; \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(y_i-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$
$$g(y_i; \mu; \sigma^2) = \exp \left[\frac{y_i \mu - \frac{\sigma^2}{2}}{\sigma^2} - \frac{y_i^2}{2\sigma^2} - \frac{1}{2} \log(2\pi\sigma^2) \right] \quad (1.8)$$

Normal dağılımın da bir üstel dağılımdır ve (1.8)'deki fonksiyon eşitlikleri aşağıdaki gibi düzenlenir,

$$\theta_i = \mu, \tau = \sigma^2, a_i(\tau) = \tau, b(\theta_i) = \theta_i^2/2, c(y_i, \tau) = -\left[\frac{y_i^2}{\tau} + \log(2\pi\tau) \right] / 2.$$

1.2.1.4 b(.) Fonksiyonu

GDM' de b(.) fonksiyonunun özel bir önemi vardır. Çünkü b(.) ortalama ile varyans arasındaki ilişkiyi tanımlar.

Üstel dağılımda $b(\cdot)$ fonksiyonunda θ_i için alınan birinci türev ortalamayı verir. Üstel dağılımlarının birinci türevleri alınırsa her biri için ayrı ortalamalar bulunur.

Poisson üstel dağılımda $b(\theta_i) = \exp(\theta_i)$ olduğundan,

$$b'(\theta_i) = \exp(\theta_i) = \mu \quad (1.9)$$

olur.

Binom üstel dağılımında $b(\theta_i) = n \log(1 + \exp(\theta_i))$ olduğundan,

$$b'(\theta_i) = n \frac{\exp(\theta_i)}{1 + \exp(\theta_i)} = np_i \quad (1.10)$$

olur.

Normal üstel dağılımda , $b(\theta_i) = \theta_i^2/2$ olduğundan,

$$b'(\theta_i) = \theta_i = \mu \quad (1.11)$$

Olur.

Üstel dağılımında $b(\cdot)$ fonksiyonunda θ_i için alınan ikinci türev varyans fonksiyonunu verir. Üstel dağılımlarının ikinci türevleri alınırsa her biri için ayrı varyanslar bulunur.

Poisson üstel dağılımda (1.9) da birinci türevi alınan fonksiyonun ikinci türevi alınırsa, $b''(\theta_i) = \exp(\theta_i) = \mu$ olur.

Binom üstel dağılımında (1.10) da birinci türevi alınan fonksiyonun ikinci türevi alınırsa,

$$b''(\theta_i) = \frac{n \exp(\theta_i)(1 + \exp(\theta_i)) - (\exp(\theta_i))^2}{(1 + \exp(\theta_i))^2}$$

$$b''(\theta_i) = n \frac{\exp(\theta_i)}{(1 + \exp(\theta_i))^2}$$

$$b''(\theta_i) = np(1 - p) \text{ olur.}$$

Normal üstel dağılımında (1.11) de birinci türevi alınan fonksiyonun ikinci türevi alınırsa,

$$a_i(\tau).b''(\theta_i) = \tau.1 = \sigma^2 \text{ olur.}$$

Varyans fonksiyonu genelde $\vartheta(\mu) = b''(\theta_i)$ olarak belirtilir. Burada $\vartheta(\mu)$ ifadesi μ 'nün varyansı anlamına gelmez. μ 'nün θ_i 'nin fonksiyonel yapısına dönüştüğünde, dağılımdaki μ ortalama değerinin varyansa nasıl bağlı olduğunu gösterir.

1.2.2 Doğrusal Tahmin Edici

GDM bağımsız, tahmin eden, açıklayıcı değişkeni sistematik bileşen olarak da adlandırır. (X) değişkeni; bağımlı veya çıktı değişkenindeki değişiklikleri tahmin etmeye veya açıklamaya yarayan bağımsız bir değişkendir. Sistematik bileşen denilmesinin nedeni X' lerin çıktılarıdaki farkları sistematik açıklayabilmesindendir. Bu değişkenlerin birleşimi doğrusal tahmin ediciyi verir.

Regresyonda, ANOVA' da ve diğer GDM' lerde p tane tahmin edici için, $X = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$, doğrusal kombinasyon; $\alpha + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip} = \beta X$ şeklindedir. Modelin α, β katsayıları gözlem datasından elde edilen katsayılardır. Doğrusal tahmin edici eldeki örneklemden anakütle katsayısının nasıl tahmin edileceğini gösteren bir kural bir formül, bir yöntemdir¹⁴. $\hat{Y}$ Sembolü ile gösterilir. Doğrusal tahmin edicinin gösterimidir. $\hat{Y}$, β bilinmeyen parametresine bağlıdır. Bu bağlantının katsayıları X matrisinden gelmektedir. Bu yüzden, en genel durumu ile $\hat{Y} = \beta X$ olur¹⁵.

1.2.3 Link Fonksiyonu

Doğrusal tahmin edici ve dağılım fonksiyonları arasındaki bağlantıyı sağlayan matematiksel fonksiyonlardır. Link fonksiyonlarının kullanımı yaygındır. Keyfi olarak seçilmesinin en önemli engeli link fonksiyonunun etki alanı ile dağılım fonksiyonunun aralığını eşleştirmektir. Bağımlı değişkeni bulmada kullanılan bağımsız değişkenlerin doğasında doğrusallık olmayabilir. Doğrusal olmayan bağlantıyı sağlayan link fonksiyonlardır. Link fonksiyonları doğrusal olmayan yapıları doğrusala benzetme işlevinde yararlıdırlar¹⁶.

Çıktının beklenen fonksiyonu alındığında sistematik bileşen kullanılan modele tam uyum gösterir. Link fonksiyonu $f(\cdot)$ olarak gösterilsin.

¹⁴ Jeff Miller , Patricia Haden, **a.g.e.**,s.4.

¹⁵ Ulf Olssen, **Generalized Linear Models An Applied Approach**, Sweden, Studentlitterature, 2002, s.42.

¹⁶ Green P.J.;Silverman,B.W., **Nonparametric Regression and Generalized Linear Models: A Roughness Penalty Approach**, Chapman&Hall, Londra,1994, s.54.

$E(Y) = \mu_i = f(\beta X) = f(\hat{Y})$ olacak şekilde bir fonksiyon, f , link fonksiyonudur. Buradan link fonksiyonun üstel fonksiyonun, g , ters fonksiyonu, g^{-1} , olduğu anlaşılır.

Link fonksiyonu bağımlı ve çıktı değişkenlerinin dönüşümünü yapar öyle ki bu dönüşüm tahmin değişkenlerinin doğrusal fonksiyonu olarak modellenir¹⁷.

$$f(E(Y)) = \alpha + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}. \quad (1.12)$$

Modellerin yapısına göre değişik link fonksiyonları kullanılır¹⁸:

- i. Özdeş Link fonksiyonu.
- ii. Lojit Link fonksiyonu.
- iii. Probit Link fonksiyonu.
- iv. Log-Link fonksiyonu.
- v. Kanonik Link fonksiyonu.

1.2.3.1 Özdeş Link fonksiyonu

$E(Y) = \alpha + \beta X$ alınırsa, $f(.)$ link fonksiyonu için $f(E(Y)) = E(Y) = \alpha + \beta X$ olursa, burada f fonksiyonu özdeş link fonksiyonudur. Doğrusal bir dönüşüm söz konusu olmamıştır. Özdeş link fonksiyonu çıktı veya yanıt değişkeninin sürekli ve normal dağılım gösterdiği regresyon veya ANOVA gibi modellerde kullanılır.

1.2.3.2 Lojit Link Fonksiyonu

Doğrusal olmayan bir fonksiyon için doğrusallaştırmanın yolu doğal logaritma kullanmaktan geçer. $E(Y) = P_i = \alpha + \beta X$ olsun. Burada P_i olasılık değeridir. Bu anlamda P_i doğrusal olmayan ve 0-1 çıktı değerleri alan bir model yapısına ulaşmalıdır. Bernoulli dağılımından yararlanılarak elde edilen ikili yanıt fonksiyonu üstel aile fonksiyonudur. Ortalamaya göre modelleme yapılırsa;

$f(E(Y)) = f(P_i) = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta X$ olur. $f(.)$ link fonksiyonu için bu özellikli dönüşüm lojit link fonksiyonu adını alır. GDM içinde lojistik regresyon modellerinde

¹⁷ James K.Lindsey, **Applying Generalized Linear Models**, New York, Springer, 1997, s.19.

¹⁸ Razia Azen, Cindy M.Walker, **Categorical Data Analysis for the Behavioral and Social Sciences**, New York, 2011, s.119-126.

kullanılır. Lojit fonksiyonu ikili çıktılı modellerde veya üstel aile fonksiyonunun binom dağılımı gösterdiği varsayılan durumlarda geçerlidir.

1.2.3.3 Probit Link Fonksiyonu

Lojit link fonksiyonu gibi doğrusal olmayan modellerde üstel fonksiyonlarının binom dağılımı gösterdiği durumlarda uygulanırlar. Lojit link fonksiyonundan farkı ikili çıktıların sadece iki değer almamasıdır. (0-1) arasında ölçekleme kullanılmasına izin verirler. Süreklilik gösteren (0-1) arası ölçekte bir eşik noktası belirlenir ve onu aşınca ikinci yanıt değişkenine ulaşılmış olur. Teorik yanıt değişkeni dağılımının sürekli ve normal oluşu varsayılan probit link fonksiyonu beklenen değeri olasılık değeri olarak dönüştürür.

$$E(Y) = P_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{P_i} e^{-s^2/2} ds \quad (1.13)$$

P_i ; olasılık değeri, s ; standart normal değişken ve $\pi = 3,1415 \dots$, $e = 2,7178 \dots$ sabit değerlerini göstermektedir.

Beklenen değerin dönüşümünde ters birikmiş normal dağılım fonksiyonu kullanılır.

$$f(E(Y))=f(P_i)= \varphi^{-1}(P_i) = \alpha + \beta X, \quad (1.14)$$

φ^{-1} Ters birikmiş normal dağılım fonksiyonudur. Beklenen olasılık probit link fonksiyonu ile standart (z-değerine) değere dönüşerek normal dağılımı verir. GDM' de probit regresyon modelinde kullanılır.

Pratikte her iki link fonksiyonu (lojit ve probit) benzer sonuçlar üretse de, probit link fonksiyonunun lojit link fonksiyonundan bir avantajı çıktıların modele uyumlu olanlarının doğrudan standart normal tabloda kullanılan haliyle olasılıklara dönüştürülmesidir.

1.2.3.4 Log-Link Fonksiyonu

Tahmin değişkeni ile yanıt değişkeni arasında doğrusal olmayan ilişki varsa ve çıktılar sayılabilir nitelikteyse üstel aile fonksiyonu poisson dağılımı gösterir. Beklenen değerin sayılabilir bir λ sayısı olduğu varsayılırsa,

$E(Y)=\lambda$ ve $f(.)$ link fonksiyonu için doğal logaritma alınırsa,

$$f(E(Y)) = \ln(E(Y)) = \ln(\lambda) = \alpha + \beta X \text{ olur.}$$

Bu özel dönüşüm log-link fonksiyonudur. Log-link fonksiyonu poisson regresyon modelinde kullanılır. Tahmin değişkenlerinin kategorik olduğu bu tip modellerde bağımlı değişken tahmin değişkenlerinin herhangi birisinden seçilebilir.

1.2.3.5 Kanonik Link Fonksiyonu

Kanonik link fonksiyonu ayrı bir çeşit gibi olmasa da gene de yukarıda bahsedilen link fonksiyonlarından ayrıldığı durumlar vardır. Beklenen değeri doğal parametreye dönüştüren link fonksiyonlarının genel adıdır. Fonksiyonun tersinin kendisine dönmesi durumudur: $f^{-1}(E(Y))=E(Y)$ ¹⁹.

Tablo 1’de bilinen dağılımların link fonksiyonu ve ters fonksiyonlarla eşleşmesi verilmiştir²⁰.

Tablo 1: Örnek Dağılımların Link ve Ters Link Fonksiyonları

Dağılım	Link İsmi	Link Fonksiyonu	Ters Link Fonksiyonu
Poisson	Log	$\ln \mu = X\beta$	$\mu = e^{X\beta}$
Binom	Lojit	$\ln \left[\frac{\mu}{1-\mu} \right] = X\beta$	$\mu = \frac{e^{X\beta}}{1 + e^{X\beta}}$
Normal	Özdeş	$\mu = X\beta$	$\mu^{-1} = X\beta$
Gamma	Ters	$\mu^{-1} = X\beta$	$\mu = (X\beta)^{-1}$

¹⁹ Zheng Wu, ‘Generalized Linear Models in Family Studies’, **Journal of Marriage and Family**, Vol.67, No.4,2005, s.1029-1047.

²⁰ Peter McCullagh, John A. Nelder, **a.g.e.**, s.32.

1.3 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Parametre Kestirimleri

GDM' nin genel yapısı (1.12) numaralı denklemde gösterilmiştir;

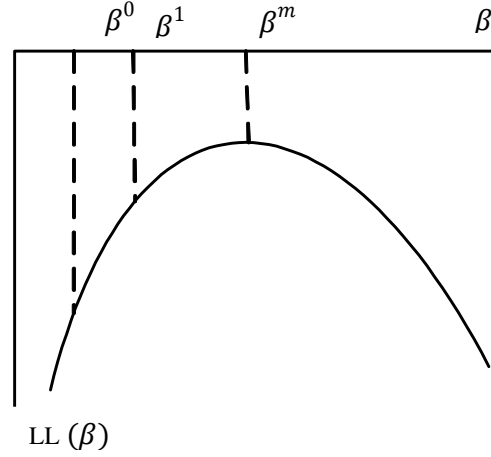
$$f(E(Y)) = \alpha + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}.$$

$f(.)$ link fonksiyonu olup, Y 'nin beklenen değerinin uygun dönüşümünü sağlar ve rassal ile sistematik bileşenler arasındaki ilişkiyi doğrusal bir ifade olarak modeller. GDM'nin model parametreleri, α başlangıç parametresi ve $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ sırasıyla $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip}$ değişkenleriyle bağlantılı olan katsayılardır. Herhangi bir tahminci değeri için denklem (1.12) kullanılarak modelin bağımlı değişken çıktıları kestirilebilir. Doğrusal regresyonda başlangıç parametresi tüm tahmincilerin sıfır değerini almalarıyla elde edilen değerdir. Böylece j . inci eğim katsayısı β_j de j . inci tahmincide meydana gelen bir birimlik değişimin kestirim yapılan çıktıda beklenen değişime nasıl yansıdığını gösterir. X_j de bir birimlik değişimin çıktıya yansımaya bakarken diğer tüm tahmincilerin sabit tutulduğu varsayılır. Örneklem datasından alınan model parametrelerini çeşitli kestirimlerle elde edilir. Genel algoritma veya prosedür rassal bileşenleri veya link fonksiyonlarının değişkenlikleri için GDM parametre kestirimlerinin kullanılmasıdır. Doğrusal regresyonda çıktı sürekli bir değişkense, algoritma veya kestirim prosedürü model parametrelerinin kestirimi için kullanılan En Küçük Kareler (EKK) metodudur. Bu prosedür sayesinde kareli hatalar toplamı en aza indirgenir. Bu durum basitçe regresyon modelde oluşturulan noktalardan olan uzaklığın kareli uzaklıklar olarak ifadesidir. Bu uzaklık hata veya artık olarak adlandırılır. Çünkü bu uzaklık regresyon modelde beklenen çıktılar ile gerçek çıktılar arası değerleri verir. Model kestirimlerinin göreceli bir doğruluk oluşturmamasının en iyi göstergesidir. Kareli toplam hataların yüksek olması gözlem ve beklenen çıktı değerlerinin arasında daha fazla uzaklık olmasına ve model tarafından yapılan kestirimlerin doğruluğunun az olmasına sebep olur. Bununla beraber EKK kestirimi kesikli çıktılarda iyi sonuçlar üretmez. Bir alternatif yöntem ihtiyacı duyulur. Cevap değişkeninin kesikli olduğu ve normal dağılımdan başka bir dağılım gösterdiğinde kullanılan yöntem En Çok Olabilirlik Kestirimidir (EÇOK). GDM' lerde bu kestirim yöntemi kullanılır. Fonksiyon olasılık dağılımını baz alan olabilirlik fonksiyonu işlevseldir. Parametre değerlerinin aralığındaki gözlem datalarının olasılığı bu şekilde çok rahat görülür. Aynı doğrusal regresyonda bir tahminci için diğer bütün tahmincilerin sabit tutulduğu gibi olabilirlik

fonksiyonu model parametrelerine deęişkenlik saęlarken geri kalan tüm deęişkenleri sabit tutar. Burada elde edilen deęişik deęerlerden en çok olabilirlik kestirimine EÇOK deęeri adı verilir. EÇOK deęeri fonksiyonu maksimize eden parametrenin deęeridir. EÇOK deęerinin bulunması model parametrelerine göre parçalı türev alınarak sıfıra eşitleme yapıp ortaya çıkan denklemin çözümüne baęlıdır. Bu yöntemle daha karışık GDM' lerde model parametre kestirimleri yapılabilir. Pek çok GDM' lerde kategorik çıktı deęişkenleriyle ve modelin sistematik bileşeninde deęişik açıklayıcı deęişkenler varken kullanılırlar. GDM'de normal dağılım her zaman mümkün olmadığından çıktıları tahmin etmede link fonksiyonları kullanılır.

GDM'nin çeşitli parametrelerinin EÇOK deęerini elde etmek genellikle iteratif bir prosedürle mümkün olur. Bu iteratif prosedüre Fisher Skoru adı verilir (R.A.Fisher,1974). GDM'nin rassal bileşeni binom veya poisson dağılımına sahip olduğunda bu algoritma Newton-Raphson prosedürü olarak bilinen bir algoritma yapılanmasına geçer. Kavramsal yapılarından bahsedersek, her ikisi de olabilirlik fonksiyonu kullanılırlar. Kestirimler iteratiftir ve başlangıç kestirimlerine ihtiyaç duyarlar. Veya başlangıç için her parametre tahmin edilen deęerlere sahip olmalıdır. Olabilirlik fonksiyonu gözlem datası ve başlangıç parametre kestirimlerine baęlı olarak geliştirilir. Böylece ikinci adımda olabilirlik fonksiyonu ikinci bir parametre deęerleri kümesi geliştirir. Bu deęerler ilk deęerlere yakın olsa da olabilirlik fonksiyonunun deęerlerini artırma eğilimindedirler. Çünkü ikinci kestirimler bu deęerlere bakılarak elde edilir. Bu proses adım adım bir önceki kestirimle arasında fark olmayana kadar devam eder. Farkın olmaması olabilirlik için en üst limit olarak deęerlendirilir. İterasyon en üst düzeyde en çok olabilirlik kestirime yakınsar. Şekil 1'de bir parametre β 'nin fonksiyonu olarak hipotezsel olabilirlik fonksiyonu gösterilmiştir. β^0 burada ilk tahmin edilen deęerdir. β^0 da olabilirlik fonksiyonunun deęeri LL_0 olsun. Bu aşamada β 'nin β^0 'a yakın deęerlerindeki gelişim gözlenmektedir. Şekil 1'de β^0 solundaki deęerler LL_0 'ın azalmasına, saęındaki deęerlerde LL_0 'ın artmasını saęlayacaktır. Bu yüzden prosedür bir sonraki β^1 deęerini seçecektir. Bu deęer LL_1 ile baęlantılı olup prosedürün artmasını saęlayacak ve en üst seviyeye kadar bu durum sürecektir. En üst düzeye yakınsama olacaktır. Böylece LL_m , β^m nin olduğu yerde en yüksek deęeri alacaktır. Burada belirtildięi üzere kestirim prosedürü aynı yolu takip

edecektir. Parametrelerin artması ve daha karışık fonksiyonlar bu genel işleyişi değiştirmeyecektir. Parametrelerin kestirimleri en olabilir değerlerle bulunacaktır²¹.



Şekil 1: En Çok Olabilirlik Tahmini

1.4 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Model Uyumu

Öncelikle parametrelerin kestirimi her modele göre özgün niteliktedir. Model uyumunun değerlendirilmesi modelden gelen çıktılar, kestirim değerleri ile gözlemlenen data çıktılarının dağılımlarının test edilmesiyle olur. Bu doğrusal regresyon modelde gözlem ile tahmin çıktılarının farkının test edilmesine benzetilebilir. Bu test etme sonucunda tahmin değerleri ile gözlem değerlerinin genel anlamda ne derece uyum gösterdiğine bakılır. Bağımlı ve yanıt değişkenlerine ait çıktılar bağımsız ve tahminci değişkenlerden elde edildiğinden üretilen çıktılar tahmin edilenlerle karşılaştırılması aynı bağımsız değişken üzerinden olmalıdır. Bu durumda aynı bağımsız değişkenin tahmin çıktısı ile gözlem çıktısı karşılaştırılır. GDM' lerde bu karşılaştırmalar için çeşitli metotlar uygulanır.

²¹ Jiming Jiang, **a.g.e.** ,s.23.

Model uyumunu deęerlendirmenin yontemi Pearson Ki-Kare testidir²².

Pearson Ki-Kare istatistięi;

$$X^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(G_i - B_i)^2}{B_i} \quad (1.15)$$

G_i : Gzlemlenen i. inci deęer, B_i : Beklenen i.inci deęer olmaktadır.

Bu prosedrn genel halidir ve iliřkili modelin GDM' ye uyup uymadığını deęerlendirmede kullanılır. zellikle tahmin eden baęımsız deęiřkenin GDM' deki deęerleri i.inci kategori iin datadan gelen gzlem deęeri ve modelde retilen beklenen deęerin karřılařtırılması yapılır. Geniř daęılımların ıkması beklenen deęerlerle gzlemlenen deęerler arasındaki model uyumunun zayıflığının gstergesidir. te yandan model uyumunun ok iyi olduęu durumlarda ıktıların tahmin edilmesi de ok iyi sonularda olacaktır. Bu durumda (1.15) denkleminde $X^2 = 0$ olacaktır. EKK regresyonunda olduęu gibi, kesin kısıtlamalar model parametrelerine yerleřtirilir, zaten kesin tahmin edicilere modelde ihtiya duyulmaz ve onların regresyon katsayıları sıfırdır. Bu parametrelerin yerleřtirilmesi zellikli sıfır hipotezlerini test etmek ve sınırlandırılmış modelle karřısındaki modeli karřılařtırmak amacındadır. Model uyumunun deęerlendirilmesi de modelin sınırlı formu ile sınırlandırılmayan formunun karřılařtırılması prensibine dayanır²³.

EKK regresyonunda modelin btncl uyumu, burada spesifik tahmin edicileri bulunduran ve bulundurmaya gre karřılařtırma yapılır, iki modelin karřılařtırması Kareli Hatalar Toplamı ile yapılır. Biraz aıklamak gerekirse bu durum aslında bilinen R^2 istatistięidir. R^2 nin anlamı modelde tahmin edici baęımsız deęiřken ile baęımlı deęiřkeni ne kadar aıklanabildięidir. ıkarımsal amalarda F testi, Kareli Hatalar Toplamı farkını karřılařtırmada kullanılır. Benzer řekliyle GDM' lerde tahmincilerin olmadıęı model ile ilgili tahmincilerin olduęu model karřılařtırılır. Burada doęrusal regresyondan farklı durum ise her bir modelden Kareli Hatalar Toplamı alınması yerine X^2 veya en ok log-olabilirlik gibi dięer model uyum llerinin kullanılmasıdır. nk

²² James T. McClave ve Terry Sincich, **Statistics**, 11th ed., USA, Pearson Education Inc, 2009,s.746-747.

²³ Micheal H.Kunter, Christopher J. Nachtsheim, John Neter ve William Li, **Applied Statistical Models**, 5th ed, New York, Mc Graw Hill International Education, 2005, s.580.

EKK kestirimlerinin tersine burada parametre kestirimlerinde EÇOK kullanılır. Modelin olabilirliği parametre kestirimleriyle hesaplanır ve genelde de kullanılan EÇOK yöntemidir²⁴.

Bir modeli tahmincisz düşünürseniz tüm parametreleri sıfır almanız gerekir. Buradan GDM' deki tüm β_j değerlerinin sıfır olduğu anlaşılır. LL_0 hiç tahmincisi olmayan modelin olabilirliği olarak veya modelde tüm β_j 'ler sıfırla sınırlandırılmış olarak düşünülür. LL_1 de sınırlandırılmayan model olarak düşünülürse, model karşılaştırması olabilirlik oran testi baz alınarak yapılır;

$$G^2 = -2\ln\left(\frac{LL_0}{LL_1}\right) = -2[\ln(LL_0) - \ln(LL_1)] \quad (1.16)$$

(1.16)' daki test istatistiği Ki-Kare dağılımıdır ve serbestlik derecesi sıfır hipotezi ile sınırlandırılmış parametre sayılarından gelir. Serbestlik derecesi modelde bulunan tahmin edici veya bağımsız değişken sayısına eşit olurken bütün modelin uyumu da test edilir. (1.16)' daki G^2 'nin büyük değerleri, tahmincilerin olduğu modelin log-olabilirliğinin anlamlı şekilde tahmincilerin olmadığı log-olabilirlik modelinden büyük olduğudur. Bir başka ifadeyle, β_j 'ler datadan kestirilmesi ile β_j 'lerin sıfır olarak sınırlandırılması arasında fark vardır. Bunun anlamı çıktıları tahmin etmede tahmincilerin kullanılmasının kullanılmamasına göre daha avantajlı olmasıdır. Başka bir ifadeyle, (1.16)'daki istatistiğin büyük değerli çıkması tahmincilerin olduğu modelin bağımlı değişkende değişim miktarını istatistiksel anlamlı olarak açıklamaktadır. Aynı şekilde istatistiğin küçük değerli çıkması ise model uyumunun iyi olmadığını ve bağımlı değişkenlerdeki değişimin istatistiksel anlamlı olarak açıklanamayacağını gösterir. GDM' de bu test doğrusal regresyonda EKK için F testi gibi bir davranış sergiler. Bununla beraber modeli tahmin eden bağımsız değişkenler sürekli ise Ki-Kare dağılımını G^2 'yi (veya X^2 'yi) değerlendirmek için kullanmak doğru sonuçlar vermez. Böyle durumlarda gözlemler gruplandırılmalıdır²⁵.

²⁴ Damodor N. Gujarati ve Dawn C. Porter, **Basic Econometrics**, 5th ed, Mc Graw Hill, Singapor,2009, s.563.

²⁵ Micheal H.Kunter ve diğerleri, **a.g.e.**, s.581

1.4.1 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Model Uyumunda Hata Değerleri

Bütüncül model uyumu gözlem datasına ait bilgiyi verirken GDM' ye uygun bir fonksiyonel yapı izleyip izlemediğini belirtir. Hata değerleri, model tarafından üretilen çıktıların gözlem değerlerinden ne kadar farklı olduğunun değerlendirmesini yapar. Bu şekilde bakılırsa hatalar çıktı gözlem datası ile çıktı beklenen değeri arasındaki farktır. GDM deki i.inci gözlem y_i çıktısı olsun, beklenen çıktı da $\hat{y}_i$ olduğunda i.inci gözlemin artık değeri; $y_i - \hat{y}_i$ olur. Bu hata değerlerine ham hata adı verilir. Ham hata değerlerini standardize etmenin yolu standart hataya bölmek ile olur. Standart hata SE ile gösterilirse standart hataların genel formülü şöyle olur; $\frac{y_i - \hat{y}_i}{SE}$ ²⁶.

Z değerleri gibi standart artıklarda beklenen ve gözlemlenen değerlerinin birbirlerinden ne kadar uzak olduğunu standart hataya bağlı olarak gösterir ve yorumlanması tipik normal dağılıma yaklaştığından daha kolaydır. Burada kriter mutlak değer iki değeridir. Mutlak değeri ikiden büyük hatalar çıktının gözlem değeri ile beklenen değerleri arasında çok büyük uyumsuzluklar olduğunu gösterir. Zaten genel formülden de anlaşılacağı gibi tahmin edilen değer gözlem değerinden iki standart hata daha büyüktür. Hataların amacı doğrusal regresyonda olduğu şekliyle aşırı uç değerleri gözleme ve gözlem etkilerini araştırmaktır.

1.4.2 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Model Uyumunda Sapma

Model uyumunu değerlendirmenin başka bir yolu da dataya mükemmel uyan başka bir model ile eldeki modelin karşılaştırılmasıdır. Datası modele mükemmel uyan modele doymuş model denir. Çünkü modelin doyunluk hali alabildiği kadar parametreyi içinde barındıran durumdur. Böyle olmasına karşı doymuş model tahmin eden ile çıktı arasında ilişkileri tanımlamak adına çok yararlı değildir. Çok geniş bir alanda ilişki tanımlar. Fakat asıl kullanımı olabilirlik yönündedir. Doymuş modelin olabilirliği en yüksek düzeyde uyum olabilirliğinin kriteridir. En yüksek uyumla beraber açıklamalar çok detaylandırıldığından özet anlatımlar çok fazla yer tutar.

²⁶ Micheal H.Kunter ve diğerleri, **a.g.e.**, s.591.

Doymuş modelin içinde herhangi bir modelin parametreleri sıfır olarak alınan modeline sınırlandırılmış model denir. Bu model açıklamaları daha kısıtlı tutarken uyum olarak doymuş modelin kalitesini yakalayamaz. Sınırlı modelde datanın uyumu mükemmel değildir. Gene de uyumda fark olmadığı durumlarda tercih edilen sınırlandırılmış modeldir. Sınırlandırılmış model daha az parametre kullanarak aynı yararı sağlamaktadır. Bu yüzden daha az parametre ile aradaki ilişki etkili ve özet biçimde aktaran model seçilir.

Doymuş model L_D ve sınırlandırılmış model L_S ile gösterilsin. Olabilirlik oran istatistiği sapma olarak isimlendirilir ve sınırlı modele göre sapma şöyle hesaplanır;

$$-2 \ln \left(\frac{L_S}{L_D} \right) = -2 [\ln(L_S) - \ln(L_D)] \quad (1.17)$$

L_D ve L_S arasında az farkın olması model uyumunun sınırlı model için iyi olduğunu ve sınırlı modelin doymuş model kadar çıktı veya bağımlı değişken varyasyonlarını açıkladığını gösterir. Sınırlı model daha az parametre ile doymuş modelin uyumunu yakaladığından tercih edilir. Bunun tersi durumda aradaki fark fazla olursa, sınırlı model uyum bakımından yeterli bulunmaz. Sınırlı modelde az parametre kullanımı çıktı veya bağımlı değişkenlerde varyasyonları doymuş model kadar anlamlı açıklayamıyor demektir. Bu durumun genel şekli, herhangi iki modelin karşılaştırılabilir olması durumudur.²⁷ Log-olabilirlik testi iki modelin arasındaki sapmayı kavramsal olarak ortaya koyar;

$$\begin{aligned} G^2 &= -2 [\ln(L_o) - \ln(L_1)] \\ &= -2 [\ln(L_o) - \ln(L_D) - \ln(L_1) + \ln(L_D)] \\ &= (-2)[\ln(L_o) - \ln(L_D)] - (-2)[\ln(L_1) - \ln(L_D)] \end{aligned} \quad (1.18)$$

Bu durumda sonuç Model 0 sapması ile Model 1 sapmasının farkına eşit olacaktır.

Deviance adı da verilen Sapma, günümüzde bilgisayar paket programları tarafından sağlanır ve iki model arası uyum farkını karşılaştırmada kullanılır. Burada karşılaştırılan modeller biri diğerinin sınırlandırılmış versiyonu olmak üzere aslında bir modelden gelmektedir. Bir örnek verilirse Model 1 ve Model 2 için düşünülün. Model 1 için beş tane tahmin edici olduğunda Model 2 için bu beş taneden sadece ikisi yeterli

²⁷ Micheal H.Kunter ve diğerleri, **a.g.e.**, s.592.

oluyorsa, Model 2 Model 1 'in 3 tane tahmin edicisinin katsayılarını sıfırlamış demektir. Bu test istatistiğinde Ki-Kare dağılımı serbestlik derecesi 3 olarak kullanılır. G^2 'nin istatistiksel anlamı Model 1 in Model 2 den daha anlamlı olması demektir. Başka bir ifade şekliyle, farklar anlamlı değilse iki model birbirinden farklı değildir ve daha az parametre kullanan tercih edilir. Bu örnekte Model 2 aynı sonucu daha az parametre ile sağlıyorsa o modeli seçmek gereklidir. İki model sapmaları karşılaştırıldığında, birinin diğerinin sınırlı şekli olduğu unutulmamalıdır. İki yuvalı model karşılaştırmaları doğrusal regresyonun F-testi uygulamasına benzer. GDM' ler karşılaştırılırken daha fazla parametre içeren modele göre sınırlı model yuva olarak değerlendirilir²⁸.

1.4.3 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Parametre Yorumları

GDM' lerde parametreleri sınama çeşitli genel yaklaşımlarla olur. Bütün bu testlerin genel hipotezi sıfır hipotezidir, $H_0: \beta_j = 0$ olacak şekliyle, β_j 'ler X_j bağımsız değişkenine bağlı özel bir katsayıdır.

Doğrusal regresyonda olduğu gibi eğim parametreleri tahmin eden bağımsız değişken ile bağımlı çıktı değişkeni arasında ilişkiyi verdiğinden, eğim parametrelerinin test edilmesi başlangıç (α) parametresinin test edilmesinden önemlidir. GDM parametrelerini test etmede sapma testi önemli testlerden biridir. Bir diğer testte Log-olabilirlik oran testidir. Her iki test de kestirim parametrelerinin istatistiksel anlamlılığını ve farkın sıfırdan farklı olup olmadığını sınarlar. Sapma anlam ifade eder çünkü her ne kadar biri diğerinin içinden çıksa da iki modelin sapmaları karşılaştırılır. Parametre kestirimleri daha kısıtlı olan modelde sıfıra eşitlenerek dışlanır. Diğer yaklaşımlar kestirilen parametreler GDM içinde anlamlı ise hesaplanır. Her iki prosedürün genel yaklaşımı kestirimi bulmada standart hataya bölmektir. Yalnız burada standart hataların bulunmasında farklılıklar vardır. İstatistiksel testlerin yanında güven aralıklarını tahmin etmek gerekir. β_j için güven aralıkları hesaplanır. Güven aralıkları β_j için duraklama yerlerini gösterir, popülasyonda gerçek değeri bu aralıklarda herhangi bir değer olabilir. Her bir yaklaşımda β_j için güven aralıklarının hesaplanması farklıdır.

²⁸ Damodor N. Gujarati ve Dawn C. Porter, **a.g.e.**, s.259.

1.4.3 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Olabilirlik Oran Testi ve Sapma

Olabilirlik Oran veya Sapma farkı yaklaşımını test etmek için sıfır hipotezi kurulur; $H_0: \beta_j = 0$. Sonra test istatistiğine bakılır;

$$G^2 = -2 [\ln(L_2) - \ln(L_1)] \quad (1.19)$$

(1.19)'un açıklaması Model 2'nin sapmasından Model 1'in sapmasının çıkarılmasıdır. Bu durumda Model 1'in Model 2'den fazla (en azından bir fazla) tahmin edici X_j bağımsız değişkenine sahip olması gerekir. Bu yüzden X^2 dağılımında en düşük serbestlik derecesi 1 olmalıdır. Eğer bu test anlamlı ise Model 1, Model 2 'den daha iyi performans gösterir ve β_j 'de anlamlı şekilde sıfırdan farklıdır. Olabilirlik oran yaklaşımını parametreleri test etmek için kullanmanın yanında β_j 'ler için $\%(1 - \alpha)100$ güven aralıkları oluşturulur²⁹. Burada ortaya çıkan β değerleri sıfır hipotezini ret etmez. Buradan hipotez yazılır, $H_0: \beta_j = \beta$ ve α anlam düzeyi belirlenir. SAS, STATA ve SPSS gibi bilgisayar paket programlarında güven aralıklarının alt ve üst sınırlarını hesaplamak olanaklıdır.

1.4.4 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Wald ve Skor Testi

Wald ve Skor testi GDM'de parametre anlamlılığını değerlendirmek adına kullanılan testlerdir. Kestirim $\hat{\beta}_j$ parametrelerini standart hataya bölerek test istatistiğini standart normal dağılıma yakınsamasını sağlayan testlerin genel formülasyonu,

$H_0: \beta_j = 0$ olacak şekliyle;

$$Z = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{SE} = \frac{\hat{\beta}_j}{SE}$$

Standart normal dağılıma yakınsar çünkü standart normal dağılımın karesi serbestlik derecesi 1 olan X^2 dağılımını verir. Bu test istatistiğinin karesi alınarak değerlendirilmesinde X^2 dağılımı kullanılır. β_j 'ler için güven aralığı formu da şöyledir;

²⁹ Micheal H.Kunter ve diğerleri, **a.g.e.**, s.579

$\hat{\beta}_j \mp z_{1-(\alpha/2)} \cdot (SE)$, burada SE: $\hat{\beta}_j$ 'nin standart hatası, $z_{1-(\alpha/2)}$: İstenen güven aralığına uyumlu standart normal dağılımdan gelen kritik değerdir.

Wald ve Skor testlerinin farkı standart hatayı kestirimlerindedir. Wald testi standart hatayı bulurken parametrenin en çok olabilirlik kestirimini kullanırken Skor testi; sıfır hipotezinde kullanılan parametre değerini standart hatayı hesaplamada kullandırır³⁰.

1.5 Genelleştirilmiş Doğrusal Modellerde Uyum Açıklayıcı Ölçüler

Genel doğrusal modellerde, datanın modele uyumu R^2 ile özetlenir. $0 \leq R^2 \leq 1$ olan R^2 için 0'a yakın değer uyum azlığını, 1'e yakın değerde tam uyuma yaklaşımı ifade eder. Benzer ölçümler GDM'lerde uyumu göstermek için kullanılırlar. Uyumu gösteren Cox ve Snell (1989) ve onun geliştirilmiş şekli Nagelkerke (1991) en fazla önerilen ölçümlerdir. Ayrıca benzer katsayılar Ben-Akiva ve Lerman (1985) ve Horowitz (1982) tarafından geliştirilmiştir. Lojistik prosedürlerde Cox ve Snell ile Nagelkerke katsayılarıyla ölçüm yapmak uygundur.

³⁰ Damodor N. Gujarati ve Dawn C. Porter, **a.g.e.**, s.275-276.

BÖLÜM II

KESİKLİ SEÇİM MODELLERİ

2.1 Nitel Bağımlı Değişkenli Modeller

Bilinen istatistiksel yöntemlerden regresyon analizi, değişkenler arasında sebep sonuç ilişkisini araştırarak ortaya koyan ve olaylar üzerinde etkili değişkenlerin ilişkilerinin incelenmesinde tercih edilen bir yöntemdir. Model kestiriminde nitel değişkenler hem bağımlı hem de bağımsız olarak kullanılabilir. Bağımlı değişkenin nitel olduğu durumlarda amaç oluşan tüm durumların olasılığını bulmaktır. Bu yüzden nitel bağımlı değişkenli regresyon modelleri olasılık modelleri olarak bilinirler³¹. Bir regresyon modelinde sadece nitel veya yapay değişkenler kullanılırsa o zaman varyans analizi (ANOVA-Analysis Of Variance) uygulanır ve bu tip modellere varyans çözümlemesi (VARÇÖZ) modelleri denir³². Regresyon modelinin hem nitel hem de nicel değişkenler karışık kullanması halinde kovaryans analizi (ANCOVA-Analysis Of Covariance) uygulanır ve ortak varyans çözümlemesi (ORVÇÖZ) modelleri adını alır³³.

İkili cevap regresyon modelleri ile başlayıp çoklu cevap regresyon modellerine kadar geniş bir yelpazede yer tutan nitel değişkenli modeller sonuçları gerek ikili (binary) gerekse çoklu (polychotomous) bağımlı değişkenlere göre verdiğinden pek çok kullanım alanına uygundur.

Regresyon modellerde özellik belirtildiğinde kullanılan bağımlı değişken modeller biraz farklı tutulmuştur. Bu modeller kesikli tercih modelleri, niteliksel tepki modelleri ve kesikli bağımlı değişkenli modeller gibi isimler almaktadır³⁴. GDM kesikli seçim modelleri olarak şu modelleri içermektedir; Doğrusal olasılık modeli, lojit model, probit model ve poisson modeli. Temelde nitelik açısından bakıldığında bu modeller üç

³¹ James T. McClave, Terry Sincich, **Statistics**, 11th Ed., USA, Pearson, 2011, s.560-561.

³² Robert Stine, Dean Foster, **Statistics For Business Decision Making and Analysis**, Boston, Pearson, 2011, s.665-666.

³³ Damodar N. Gujarati, **Temel Ekonometri**, Gülay G. Şenesen ve Ümit Şenesen (çev), 6. Baskı, İstanbul, Literatüre, 2009, s.499-503.

³⁴ Mustafa Seviüktekin, "Niteliksel Tercih Modelleri: Probit, Logit, ve Alternatif bir Çözüm Olarak Poisson Modeli Tahminlerinin Karşılaştırılması," **II. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri**, İzmir, 1995, s. 23-39, 1995.

farklı düzeyde gruplanırlar: ikili (binary), ikiden çoklu (polychotomous) ve kısıtlı (limited).

Belirtilen özelliklere göre farklı düzey gruplarını model olarak kısaca tanımlamak gerekirse:

- (i) İki kategorili (binary) bağımlı değişkene sahip model: Modelde olan bağımlı değişken olası iki sonuca göre 0 veya 1 değerlerinden birini alır. Sonuç değişkeni iki kategorili olup başka bir olasılık ifadesi olmaz. İkili durumlara uygundur.
- (ii) Çok kategorili (polychotomous) bağımlı değişkene sahip model: Modelde bağımlı değişken ikiden fazla olası sonuçtan hangisi ortaya çıkarsa ona bağlı değer alır. Burada sadece 0 ve 1 değerleri yoktur. Daha fazla değerler olası durumlarda karşılaşılr.
- (iii) Kısıtlı (Limited) bağımlı değişkene sahip model: Hem ikili hem de ikiden çoklu kategorili durumları kapsayan daha genel bir modeldir. Bu modellerde bir ölçüm değişkeni olan bağımlı değişken, bir alt veya üst veya hem alt hem de üst sınırla sınırlandırılabilir. Bu durumda elde olası durumlar şöyledir; $Y_i > 1$, $Y_i < 0$, $0 \leq Y_i \leq 1$ ³⁵.

2.2 Kesikli Seçim Modellerinde Seçim Seti

Kesikli Seçim Modeli (KSM) seçim yapanların seçimlerini seçenekler arasından tanımlar. Seçim yapıcılar; kişiler, firmalar veya başka karar mekanizmaları olabilir. Seçenekler de rakip ürünler, alınan hizmetler gibi seçim yapmayı gerektiren opsiyonlar olabilirler. Seçim Kümesi tüm seçeneklerin konulduğu yerdir.

Seçim Kümesinin üç özelliğinin olması beklenir:

1. Seçmenin perspektifinden karşılıklı bağımsız ilkesine uymalıdır. Bir seçenek öbürüne engel olmamalıdır. Bir seçeneği seçmek demek bir başkasını da seçmek demek olmamalıdır. Bir seçeneği seçmek öbürünü seçmemek anlamına gelmelidir.
2. Seçim Seti tüm alternatifleri sağlamalıdır. Dışarıda hiçbir alternatif kalmamalıdır. Seçmen ancak alternatifler arasından seçim yapmalı başka bir seçim yapma gibi şansı kalmamalıdır.

³⁵ Yüksel İşyar, **Ekonometrik Modeller**, Vipaş Yayınevi, 2.Baskı, Bursa, 1999, s.252.

3.Seenek sayısı sayılabilir olmalıdır. Arařtırmacının alternatifleri sayarak bitirebilmesi gerekmektedir.

Son kısıt Kesikli Seim Modelini doėrusal regresyon modellerinden ayıran zelliktir. Doėrusal Regresyon modellerde baėımlı deėiřken srekli. Bunun anlamı sınırsız sayıda ıktının olması demektir. ıktının seim yapan tarafından yapılması beklenir. Bu halde de semene uygun gelen seenekler sıfırın stnde deėer olarak sonsuz sayıya ulařırlar. Bu durum Kesikli Seim modelinin uygulanmaması iin yeterlidir ³⁶.

2.3 Doėrusal Olasılık Modeli

Olasılık modelleri, baėımlı deėiřkenin olasılık fonksiyonunu belirler. Bu modellerin regresyon modellerinden farklılıėı rassal deėiřimle ilgilidir. Regresyon modellerinde eřitliėin saėındaki kısım, baėımlı deėiřkenin beklenen deėerine dayanır. Olasılık modelinde, rassal deėiřim temel bir olaydır ve modelin yapısında olasılık mekanizması bulunmaktadır. Olasılık modelleri birer regresyondur³⁷.

Bir modeli baėımlı glge (dummy) deėiřkeni ile tahmin etmede en bilinen yntem En Kk Kareler (EKK) ile tipik doėrusal denklemi iřletmektir. Yapısı gereėi baėımlı deėiřkenlerin kalitatif zelliėe sahip olduėu durumlar iin, glge baėımlı deėiřkenleri ieren bu yntemin nasıl olduėunu inceleyebilmek iin

$$Y_i = \alpha + \beta_i X_i + u_i \quad (2.1)$$

eřitliėi ele alınır.

Burada; X_i : Baėımsız (aıklayıcı) deėiřken,

Y_i : Baėımlı glge deėiřken; ($Y=1$, Bir olayın gerekleřmesi; $Y=0$, Bir olayın gerekleřmemesidir).

³⁶ Kenneth E. Train, **Discrete Choice Methods with Simulations**, 2nd Edition, New York, Cambridge University Press, 2009, s.11-13.

³⁷ Fahamet Akın, “Kesikli Tercih Modellerinde Diskriminant Fonksiyonu ve Minimum Ki-kare Yntemi”, **DİE Sempozyum Bildirisi**, 1995, s. 12.

u_i : Hata terimi olup $N(0, \sigma^2)$ Ortalaması 0 ve varyansı σ^2 olan, normal dağılımlı bağımsız değişkendir.

Bağımlı değişkenlerin Y_i niteleyici özelliğe sahip olduğu durumlar için açıklayıcı değişken X_i 'nin doğrusal bir fonksiyonu olarak tanımlayan (2.1)' de gösterilen modellere doğrusal olasılık modelleri denir. Çünkü X_i verildiğinde Y_i ' nin koşullu beklenen değeri $E(Y_i|X_i)$ olur ve X_i veriyken olayın gerçekleşmesinin koşullu olasılığı olarak yorumlanır. Buna bağlı olarak (2.1) modelinin her iki kısmının beklenen değeri alınır;

$$\begin{aligned} E(Y_i|X_i) &= E(\alpha + \beta_i X_i + u_i) \\ &= E(\alpha + \beta_i X_i) + E(u_i) \end{aligned}$$

Sapmasız tahmin edicilere ulaşmak için, u_i , ortalaması sıfır olan rassal bir değişken olarak varsayıldığında, $E(u_i) = 0$ olduğu için,

$$E(Y_i|X_i) = \alpha + \beta X_i \quad (2.2)$$

modeli elde edilir.

$Y_i = 1$ olayın gerçekleşme olasılığı (P_i),

$Y_i = 0$ olayın gerçekleşmeme olasılığı ($1 - P_i$) olarak tanımlanır. Burada Y_i Bernoulli olasılık dağılımını izler³⁸.

Matematiksel beklenen değer tanımından:

$$E(Y_i) = \sum Y_i P(Y_i) = 0 \cdot (1 - P_i) + 1 \cdot (P_i) \quad (2.3)$$

bulunur. (2.2) denklemiyle (2.3) denklemi karşılaştırılıp (2.4) elde edilir;

$$E(Y_i|X_i) = \alpha + \beta X_i \quad (2.4)$$

Böylece, (2.1)'deki başlangıç doğrusal olasılık modelinin koşullu beklenen değeri, gerçekte Y_i bağımlı değişkeninin koşullu olasılığından başka bir şey değildir.

³⁸Irwin Miller, Maryless Miller, **John E. Freund's Mathematical Statistics**, 7th ed., Pearson Prentice Hall, USA, 2004, s.165-166.

Burada bağımsız değişken için bir kısıtlama yoktur ama bağımlı değişkenin 0 veya 1 değerlerinden başka değer alamaz.

Bağımlı değişkene göre yazılacak doğrusal olasılık modelinin şekli şu şekilde ifade edilebilir:

$$P_i = \begin{cases} \alpha + \beta X_i & \text{eğer } 0 < \alpha + \beta X_i < 1 \text{ ise,} \\ 1 & \text{eğer } \alpha + \beta X_i \geq 1 \text{ ise,} \\ 0 & \text{eğer } \alpha + \beta X_i \leq 0 \text{ ise,} \end{cases}$$

P_i olasılığı, 0 ile 1 arasında bulunacağından, koşullu beklenen değer de 0 ile 1 arasında olmalıdır. Çıkarım olarak $0 \leq E(Y_i|X_i) \leq 1$ veya $0 < \alpha + \beta X_i < 1$ şeklinde bir sınırlama zorunlu olduğundan koşullu olasılık 0 ile 1 arasında kalmalıdır³⁹.

Regresyon modellerinde parametrelerin En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile bulunduğu bilinmesine karşın, bağımlı değişkenin gölge değişken olduğu durumda özel sorunlarla karşılaşılabilir. Doğrusal olasılık modelinin sunduğu bu bilgilere rağmen, bu modelin tahmini ve yorumuna ilişkin bazı eleştiriler vardır. Bunlar: Hata teriminin normal dağılımlı olmaması, hata teriminin değişen varyansının olması, değişkenler arası doğrusal bağıntının olması, beklenen sınırları, $0 \leq E(Y_i|X_i) \leq 1$, aşan sonuçlar vermesi ve ilişki uyum ölçüsünün yetersizliğidir⁴⁰.

2.3.1 Hata Terimlerinin Dağılımı

Doğrusal olasılık modelinde hata terimi (u_i) normal dağılımlı değildir. EKK yöntemi, hatanın normal olarak dağılmasını gerektirmez. Ancak normal dağılıma özelliği önemli testleri yapabilmek için gereklidir. Y_i gibi, u_i 'ler de yalnızca iki değer (0 ve 1) aldığından, u_i için normallik varsayımı lineer olasılık modellerinde gerekli değildir.

$$u_i = Y_i - \alpha - \beta X_i \quad (2.5)$$

olur.

$$Y_i = 1 \text{ için } u_i = 1 - \alpha - \beta X_i \text{ ve}$$

³⁹ Yüksel İşyar, **a.g.e.**, s.259

⁴⁰ Recep Tarı, **Ekonometri**, 6. Basım, Kocaeli, Umuttepe yayınları, 2010, s.249.

$$Y_i = 0 \text{ için } u_i = -\alpha - \beta X_i \quad (2.6)$$

yazılabilir.

u_i 'nin normal olarak dağıldığını varsaymanın zorluğuna karşın, örnek büyüklüğü sonsuz olarak arttıkça, en küçük kareler yöntemi ile yapılan tahminlerin genellikle normal olarak dağılmaya eğilimli olduğu (asimptotik özellik) gösterilebilir⁴¹.

2.3.2 Hata Terimlerinin Değişen Varyansı

Doğrusal olasılık modellerinde hata terimi (u_i) değişen varyans özelliği gösterir. $E(u_i) = 0$ olmasına karşın u_i 'lerin homojen varyanslı oldukları söylenemez. Değişen varyanslı (Heteroscedastic) durumunda, EKK yöntemini kullanmak uygun değildir. Bunun yerine, bu sorunu çözen ve genelleştirilmiş EKK yönteminin bir ifadesi olan tartılı (ağırlıklı) en küçük kareler yöntemi kullanılabilir⁴².

u_i 'lerin olasılık dağılımı Tablo 2'deki gibidir:

Tablo 2: u_i Değerlerine İlişkin Olasılık Dağılımları

Y_i	u_i	Olasılık
1	$1 - \alpha - \beta X_i$	P_i
0	$-\alpha - \beta X_i$	$1 - P_i$
Toplam	$1 - 2\alpha - 2\beta X_i$	1

Tablo 2'de P_i 'nin değeri (2.5)'in olasılığını verir. X_i sabit alındığında u_i 'nin olasılık dağılımı Y_i 'nin olasılık dağılımına eşittir varsayımdan yararlanılır. Hata payı u_i 'nin sıfır

⁴¹ Robert G. McGillvray R.G., "Estimating the Linear ProbabilityFunction", **Econometrica**, vol.38, 1970, s.775-776.

⁴² Edmond Malinvaud, **Statistical Methods of Econometrics**, Chicago, Rand McNally&Company, 1966, s. 195-197.

ortalamaya sabit olması varsayımı P_i olasılığı ile X_i arasındaki ilişkinin ortaya çıkmasını sağlar; $E(u_i) = (1 - \alpha - \beta X_i)P_i + (-\alpha - \beta X_i)(1 - P_i) = 0$

Denklemden P_i çekilirse,

$$\begin{aligned} P_i &= \alpha + \beta X_i, \\ 1 - P_i &= 1 - \alpha - \beta X_i \end{aligned} \quad (2.7)$$

olur.

Hata payının varyansı ise $E(u_i) = 0$ varsayımı ile varyans yazılırsa;

$$\text{Var}(u_i) = E(u_i^2) = (-\alpha - \beta X_i)^2(1 - P_i) + (1 - \alpha - \beta X_i)^2(P_i) \quad (2.8)$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\mu) &= E[\mu - E(\mu)]^2 \\ &= E(\mu)^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\mu) &= E(\mu^2) = (-\alpha - \beta X_i)^2(1 - P_i) + (1 - \alpha - \beta X_i)^2(P_i) \\ &= (\alpha + \beta X_i)(1 - \alpha - \beta X_i) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\mu) &= E(Y_i | X_i)[1 - E(Y_i | X_i)] \\ &= P_i(1 - P_i) \end{aligned} \quad (2.9)$$

elde edilir.

Burada, $E(Y_i | X_i) = \alpha + \beta X_i = P_i$ olmasından yararlanılmıştır (2.9)' da, tahmin aralığı dar olduğundan, u_i ' nin varyansının değiştiği görülür⁴³. Hata payının heterojen varyanslıdır. Hata payı Y_i 'nin koşullu beklenen değerine, o da X bağımsız değişkeninin aldığı değere bağlıdır, dolayısıyla sabit değildir. Böylece u_i 'nin varyansı X_i 'ye bağlı olduğundan, X değiştikçe değişkenlik gösterecek ve homojen varyanslı olmayacaktır. Genel test prosedürlerini kullanmakta ısrarcı olunursa doğru olmayan sonuçlar elde edilecektir⁴⁴. Heterojen varyans problemini çözmenin çeşitli yolları vardır. Bunlardan en basit olanı tartı değerine bölmektir;

(2.1) denkleminin her iki yanını $\sqrt{W_i}$ gibi bir tartı değerine (katsayıya) bölerek,

$$\frac{Y_i}{\sqrt{W_i}} = \frac{\alpha}{\sqrt{W_i}} + \beta \frac{X_i}{\sqrt{W_i}} + \frac{u_i}{\sqrt{W_i}} \quad (2.10)$$

modeli elde edilir. Burada:

$$\begin{aligned} \sqrt{W_i} &= \sqrt{E(Y_i | X_i)(1 - E(Y_i | X_i))} \\ &= \sqrt{P_i(1 - P_i)} \end{aligned}$$

⁴³ Robert Stine, Dean Foster, **a.g.e.**, s.549.

⁴⁴ Damodar N. Gujarati, **Basic Econometrics**, 4th Ed, New York, McGraw Hill, 2004, s.399.

olur.

Bu durumda varyans sabitlenmiştir. Gerçek $E(Y_i|X_i)$ bilinmediği için, W_i 'ler de bilinmemektedir. W_i 'leri tahmin için şu süreç işletilir; Değişen varyans sorununa karşın, (2.1) klasik EKK yöntemi ile bulunup $\hat{Y} = \text{gerçek } E(Y_i|X_i)$, tahmini elde edilir⁴⁵. Sonra W_i 'nin tahmini değeri bulunur;

$$\hat{W}_i = \hat{Y}_i(1 - \hat{Y}_i). (\hat{W}_i: \text{Tahmin edilen } W_i \text{ değeridir.})$$

Tahmin edilen $\hat{W}_i$ kullanılarak, verileri (2.10) gibi dönüştürülür. Dönüştürülen verilere klasik EKK regresyon modeli uygulanır ve parametre değerleri tahmin edilir⁴⁶.

2.3.3 Doğrusallık Varsayımı ve Sınırlar

P_i ile X_i nin arasında doğrusal bir bağıntı olduğu varsayılır. Bu durumda da $0 \leq E(Y_i|X_i) \leq 1$ koşulunun yerine gelmez. Doğrusal Olasılık Modellerinde Y_i 'nin koşullu olasılığı X_i 'ye bağlı olarak $E(Y_i | X_i)$ olarak ölçüldüğünden, $E(Y_i | X_i)$ 'nin değerinin 0 ile 1 arasında olması zorunludur. Bu doğru bir ön kabul olsa da $\hat{Y}_i$ için bu garanti edilemez, doğrusal artış varsayılmaktadır. Doğrusal Olasılık Modelinin EKK tahmini ile bulunmasının asıl problemi budur. $E(Y_i|X_i=0)=\alpha+\beta(0) = \alpha$ olduğundan X değerleri sıfıra eşitse Y 'nin ortalamasının α olması doğrusal fonksiyonun kesim noktasıdır. Buradan hareketle X_i değişkeninin her bir birim artmasını incelersek;

$$E(Y_i | X_i+1) - E(Y_i | X_i) = \alpha + \beta(X_i+1) - (\alpha + \beta X_i) = \beta \text{ katsayısını buluruz.}$$

$$E(Y_i | X_i) \text{'nin birinci türevi de aynı sonucu vermektedir; } \frac{\partial(E(Y_i))}{\partial X_i} = \beta.$$

X_i değişkeninin x_i değerinde $E(Y_i | X_i)$ 'nin değişimini veren eğimdir. $E(Y_i | X_i)$ X_i 'nin doğrusal fonksiyonudur ve bağımsız değişkende bir birimlik artma veya azalma α kadar değişime neden olmaktadır⁴⁷. Bu yüzden (0-1) sınırları korumak zordur. $\hat{Y}_i$ 'yi (0-1) aralığında tutmanın iki yolu vardır; Genel EKK yöntemiyle Doğrusal Olasılık Model tahmini yapıp $\hat{Y}_i$ 'lerin 0 ile 1 arasında olup olmadığına bakılır. Çıkan değerlerden sıfırdan küçük olanlar varsa 0 olarak düşünülür, yok eğer birden büyük değerler varsa

⁴⁵ Arthur Golderberger, **Econometric Theory**, New York, 1964, s.248-255

⁴⁶ Damodar N. Gujarati, **a.g.e.**, 2009, s.504

⁴⁷ Alfred Demaris, **Regression With Social Data; Modeling Continuous and Limited Respond Variables**, New Jersey, John Wiley and Sons, 2004, s.43.

onlar da 1 olarak varsayılır⁴⁸. Bu ve benzeri yollar, çıkan değerlerin ortalamaya göre 0 veya 1'e atanması gibi (çıkan sonuçların ortalamasının altı 0, üstü 1 olarak atanır)⁴⁹, gene de çok uygun sonuçlar vermezse yapılacak işlem tahmin edilen koşullu olasılıkların yani $\hat{Y}_i$ 'lerin 0 ile 1 arasında çıkmasını garanti edecek bir başka tahmin modelinin uygulanmasıdır. Bu yüzden lojit ve probit modelleri geliştirilmiştir. Belirtilen modeller için iki sebep vardır; hem $0 \leq E(Y = 1|X) \leq 1$ şartını sağlayabilmekte ve hem de P_i ile X_i arasındaki ilişkiyi doğrusallıktan kurtarabilmektedirler. Lojit ve probit modelleri logaritmik yapıları gereği, farklı bağımsız X değişkeninin olasılığının mantıksal olarak 0 ile 1 arasında kalmasını sağladıkları gibi; ayrıca, değişik bağımsız değişkene ait belli bir artış karşısında, bu bağımsız değişkenin kullanılma olasılığının değişik miktarda artmasını da sağlamaktadırlar⁵⁰.

2.3.4 Uyum Ölçüsünün Yetersizliği

Tahmin edilen model sonuçlarının güvenilirlikleri istatistiksel olarak test edilmesi model tahmin uyumunu göstermek açısından yapılması gerekli bir işlemdir. Tahmin edilen model sonuçlarının güvenilir olup olmadıklarının test edilmesi, hipotez testleri ve uyum iyiliğinin test edilmesi yardımı ile olur. Regresyon modellerde uyum iyiliğini ölçmek adına kullanılan ve geleneksel yolla hesaplanan R^2 değeri uygun bir ölçü olmamaktadır. R^2 değerinin genellikle küçük çıkarak, ilişkinin uyumunu göstermek uzak olmasıdır. İki cevaplı değişkenli modellerde bilinen R^2 sınırlı bir yarar sağlar. Çünkü X_i 'lerin çok farklı değerlerine karşılık gelen Y_i 'ler ancak iki değer alır: $Y_i = 0$ veya $Y_i = 1$. Fakat tahmin edilen $\hat{Y}_i$ 'nin bir ekstrem değerden öbürüne devamlı hareketi söz konusu olmalıdır. Oysa bu durum bazı X_i aralıklarında Y_i ile $\hat{Y}_i$ 'nin birbirlerinden çok farklı değerler almasına sebeptir. Belli bir X'e karşılık gelen Y, ya 0 ya da 1'dir. Öyleyse bütün Y değerleri, ya X eksenine ya da 1'in hizasındaki doğru üzerinde yer alır⁵¹. Genellikle klasik EKK yöntemi ile hesaplanan R^2 , böyle modellerde 1'den çok küçük

⁴⁸ Christopher S. McIntosh, Jeffrey H. Dorfman, "Qualitative Forecast Evaluation: A Comparison of Two Performance Measures", **American Journal of Agricultural Economics**, Vol.74, No.1,1994, s.209-214.

⁴⁹ Christopher S. McIntosh, Jeffrey H. Dorfman, **a.g.e.**, s.209-214.

⁵⁰ James H. Stock, Mark M. Watson, **Introduction to Econometrics**, 3rd Ed.,USA, Pearson, 2011, s.429.

⁵¹ A.H. Studenmund, **Using Econometrics A Practical Guide**, 6thEd.,Boston, Pearson, 2011, s.435.

çıkma eğilimindedir. Çoğu uygulamada R^2 , 0,2 ile 0,6 arasında yer alır. Zaten tahmin edilen Y_i , ya 0'a ya da 1'e yakın çıkacaktır. Bu nedenle gölge bağımlı değişkenlerde R^2 için değişik alternatifler vardır⁵². John Aldrich ile Forrest Nelson nitel bağımlı değişkeni olan modellerde, belirlilik katsayısının bir özetleme istatistiği olarak kullanılmasından kaçınılması gerektiğini ileri sürmektedir⁵³.

2.4 Lojit Modeli

Şimdiye kadar bilinen Kesikli Seçim Modellerinin en yaygın ve en kolay kullanım alanı olanı lojit modelidir. Popüleritesini seçim olasılıklarının kapalı bir aralıkta sonuca ermesi ve bulunan sonuçların rahatlıkla okunup yorumlanabilmesinden alır. Lojit formülü ilk orijinal halini Luce (1959) seçim olasılıklarının varsayımlarından almıştır. Bağılantısız Alternatiflerden Bağımsız (The Independence from Irrelevant Alternatives) veya kısaca IIA olarak bilinen bu varsayımlar Marschak (1960)'ın bu aksiyomların maksimum yarar prensibine uygunluğunu ispat etmesiyle işlevsellik kazanmıştır. Gözlemlenemeyen yarar dağılımının Lojit formülüyle bağlantısını geliştiren Marley (1982), bunun Luce ve Suppes (1965) in ekstrem değerler dağılımlarının lojit formülüne ispatına da katkı yapmasına yardımcı olmuştur. McFadden (1974) tersini ispatlayarak analizi tamamlamıştır. Bu ise seçim olasılıkları için lojit formülünün gözlemlenmeyen yararın ekstrem değer dağılımı olarak dağılımını yapmasını gerektirir. Nobeli hak eden çalışmada Fadden (2001) bu kırılan yollar modelinin gelişiminin tarifini çok zarif bir şekilde kanıtlar.

2.4.1 Genel Lojit Modeli

İki değerli bağımlı değişkenli bir olasılık modelini alalım,

$$P_i = E(Y_i = 1|X_i) = \frac{1}{1+e^{-(\beta X_i)}} \quad (2.11)$$

eşitliğinde ($e \cong 2,718$) doğal logaritma tabanıdır ve (2.11) de $Z_i = \beta X_i$ olarak alınır ,

⁵² Michael R. Veall, Klaus F. Zimmerman, "Pseudo- R^2 Measures for Some Common Limited Dependent Variable Models", **Journal of Economic Survey**, Vol.10,No.3, 1996, s.241-259.

⁵³ Damodar N. Gujarati, **a.g.e.**, 2009, s.546.

$$P_i = E(Y_i = 1|X_i) = \frac{1}{1+e^{-Z_i}} \quad (2.12)$$

(2.12) denklem kümülatif lojistik dağılım fonksiyonu olmuştur. Böylece Z_i değerlerinin $-\infty$ ile $+\infty$, P_i değerlerinin ise 0 ile 1 arasında olduğu gözlemlenir. Bu durumda P_i ile Z_i arasında doğrusal olmayan bir ilişki olduğu ortadadır. Burada P_i sadece $\mathbf{X}_i$ değerlerine değil, $\boldsymbol{\beta}$ değerleriyle de eğrisel bir ilişkiye sahiptir⁵⁴. Bu nedenle bilinen en küçük kareler tekniği modelin kestirimi için uygun değildir.

$P_i = \frac{1}{1+e^{-Z_i}}$ bir olayın meydana gelme olasılığı ise, $1 - P_i$ olayın meydana gelmeme olasılığıdır ve $1 - P_i = \frac{1}{1+e^{Z_i}}$ şeklinde ifade edilir. Buradan bahis oranı bulunur;

$$\frac{P_i}{1-P_i} = \frac{1+e^{Z_i}}{1+e^{-Z_i}} = e^{Z_i} \quad (2.13)$$

(2.13) denklem $\frac{P_i}{1-P_i}$ oranına, bir olayın meydana gelme olasılığının, meydana gelmeme olasılığına oranı veya bahis oranı (odds ratio) adı verilmektedir⁵⁵. Bu oranın doğal logaritması alınır

$$\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = Z_i = \boldsymbol{\beta}\mathbf{X}_i \quad (2.14)$$

elde edilir. Burada $Z_i = \boldsymbol{\beta}\mathbf{X}_i$ doğrusal denkleminde lojit model denir. $\boldsymbol{\beta}$ regresyon katsayılarının hepsini içine alan satır vektörü, $\mathbf{X}_i$ de bütün tahmin değişkenlerini gösteren vektör olmak üzere, $\boldsymbol{\beta}\mathbf{X}_i$ de ilgili tahmin değişkenlerinin kendi katsayıları ile çarpımının doğrusal kombinasyonunu verir. O zaman en genel lojit model şu şekildedir:

$$\text{logit}(P_i) = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_p X_{pi} = \alpha + \boldsymbol{\beta}\mathbf{X}_i \quad (2.15)$$

α ve $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ doğrultulmuş katsayılar, X_{ji} ; i. kişi için j. tahmin değişkeninin değeridir. $\text{logit}(P_i)$, fark oranın logaritmasıdır ve değerine de lojit adı verilmektedir. Zaten bu yüzden modele de lojit regresyon modeli denilmektedir⁵⁶.

⁵⁴ Mars J.S. Cramer, **Logit Models From Economics and Other Fields**, Cambridge, Cambridge University Press, 2003, s.12.

⁵⁵ Fahamet Akın, **Kalitatif Tercih Modelleri Analizi**, Bursa, Ekin Kitabevi-Motif Matbaası, 2002, s.36.

(2.15) denklemi doğrusal regresyon modellerinde tahmin değişkenlerinin doğrusal fonksiyon ile bağımlı değişkenler üretmesine benzetilebilir. Gerçekten de lojit modellerde doğrusal modellerde olduğu gibi iki sonuçlu ile sürekli ve kesikli çıktılar bulunur. Ayrıca bağımlı değişkenin dağılımı her ikisinde de normal dağılım göstermez. Fakat doğrusal regresyonun aksine lojistik regresyon binom dağılımı gösterir. Bu yüzden doğrusal regresyonda kullanılan özdeş link fonksiyonu burada kullanılmaz. Binom dağılımına uygun kanonik link olan lojit link fonksiyonu kullanılır. Böylece bağımlı değişkenler adına daha doğru sonuçlar elde edilir. Beklenen olasılıklar doğrusal olmadığından tahmin değişkenleri ile arasında doğrusal bir ilişki olmaz ve beklenen çıktı değerleri 0-1 arasında sınırlandırılır. Yani P_i , 0 ile 1 arasında değer alırken $logit(P_i)$, $-\infty$ ile $+\infty$ arasında değerler almaktadır. Genel koşullar altında herhangi bir fonksiyon rassal bire yaklaşır ki bu durum parametrelerde doğrusallık demektir⁵⁷. Bu yüzden varsayımlar makul olarak karşılıklıdır. Mc Fadden (1974)'ın önemli bir ispatında log-olabilirlik fonksiyonu bu seçim olasılıklarını kullanarak nümerik maksimum prosedürlerine yardımcı olmuştur. Pek çok bilgisayar paket programları da temsili yararın parametrelerini lineer hale getirme rutininde lojit modellerle tahmin yapmaktadır.

Lojit olasılıkları birkaç istenen özellikleri ortaya çıkartır. Birincisi P_i kesinlikle sıfır ile bir arasında olmalıdır, olasılık fonksiyonunun gerekliliğidir. Üstel fonksiyonu $\exp(x) = e^x$ olarak bilir ve (2.15) denkleminin her iki tarafının üstel fonksiyonu alınırsa;

$$\begin{aligned} \exp \left[\ln \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) \right] &= \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) = \exp(\alpha + \beta \mathbf{X}_i) \\ &= \exp(\alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_p X_{pi}) \\ &= e^\alpha e^{\beta_1 X_{1i}} \dots e^{\beta_p X_{pi}} \end{aligned} \quad (2.16)$$

(2.16) denkleminde eşitliğin $\left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right)$ kısmı bahis oranına eşittir. Bahis oranlarına (F) dersek;

$$F = \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) \quad (2.17)$$

⁵⁶ Alan Agresti, **a.g.e.**, s.166.

⁵⁷ Jeremy J Foster, Emma Barkus, Christian Yavorsky, **Understanding and Using Advanced Statistics**, London, Sage, 2006, s.58-59.

denkleminde P_i 'yi çekersek,

$$P_i = \left(\frac{F}{1+F} \right) \quad (2.18)$$

elde edilir.

(2.18)' de F yerine bahis oranı olarak (2.16)'te bulunan $\exp(\alpha + \beta X_i)$ ifadesi eklenirse;

$$P_i = \left(\frac{\exp(\alpha + \beta X_i)}{1 + \exp(\alpha + \beta X_i)} \right) \quad (2.19)$$

sonucuna ulaşılır.

X_i arttığında alternatifi gözlemlenen özelliklerinin geliştiği anlaşılır ve P_i bire yaklaşır. Tam tersi olarak P_i sıfıra yaklaşır eğer X_i azalırsa, (2.19) denkleminde üssel ifadede pay sıfıra yaklaşır X_i 'de $-\infty$ a gider. Bir alternatifi lojit olasılığı hiçbir zaman gerçekten sıfır olmaz⁵⁸. Eğer araştırmacı alternatifi karar verici tarafından seçilme şansının olmadığına inanırsa, araştırmacı bu alternatifi seçim setinden çıkartmalıdır. Kesin bir sonucunun çıkması da sadece seçim setinin tek bir alternatiften oluşmasından kaynaklanmalıdır.

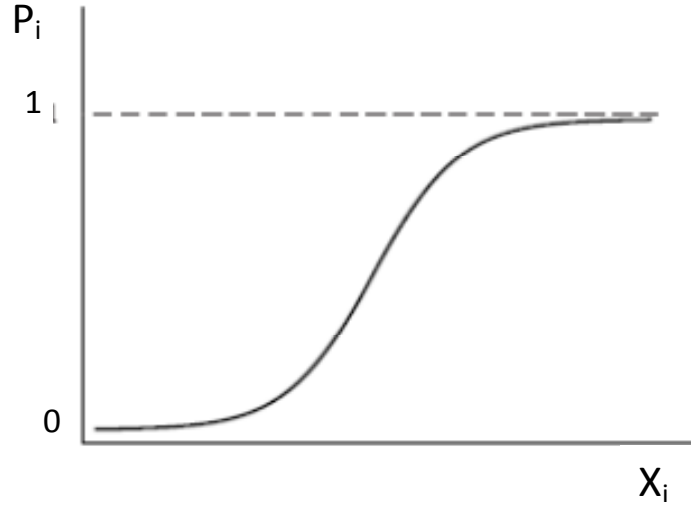
(2.15) ve (2.19) denklemlerinden anlaşıldığı gibi iki durumlu lojit model iki ayrı şekilde yazılabilmektedir. (2.15) teki lojit dönüşümünden Lojit model adını alır. (2.19)'da gösterilen Lojistik Regresyon Modelidir. Lojit Model ile Lojistik Regresyon Modelinin farkı bağımsız değişken yapısından kaynaklanmaktadır. Bağımsız değişkenler kümesi kategorik olduğunda Lojit model adını alırken bağımsız değişken kümesi kategorik ve sürekli değişkenlerden oluştuğunda Lojistik Regresyon denmektedir⁵⁹.

Her iki durumda da bağımsız değişkeninin lojit olasılık ile ilişkisi Şekil 1'de gösterildiği, omurga şekli veya S-şekli, yapıdadır. Bu şekil açıklama değişkenlerinde meydana gelen etkili değişiklikleri ifade etmektedir. Eğer bir alternatifi tahmini diğerine göre daha düşükse bu alternatifte oluşan küçük bir yarar seçilen olasılık üzerinde de çok az etki edecektir. Diğer alternatiflerin etkisi daha uygun olduğundan bu ufak ilerleme çok fazla yardımcı olmayacaktır. Aynı şekilde bir alternatifi diğerlerine

⁵⁸ Alan Agresti, Barbara Finlay, **Statistical Methods for the Social Sciences**, USA, Pearson, 2009, s.486.

⁵⁹ Mars J.S. Cramer, **a.g.e.**, s.1-2,10

göre gözlemlenen özelliklerinde üstünlükler varsa bunun tahmin üzerinde artırıcı etkisi de seçim olasılığı üzerinde çok hafif etkili olacaktır⁶⁰.



Şekil 2: Lojit Eğrisinin Grafiği

Tahmin değişkeninde en fazla etkili olan olasılıklar 0.50 ye yaklaşan olasılıklardır. Yarı yarıya şansı olan olasılıklar seçilmiş anlamındadır. Bu durumda kişilerin denge konumunda yaptıkları ufak miktardaki seçimlerde büyük olasılık değişimlerine yol açar. Omurga şeklindeki pek çok kesikli seçim modelinde kullanılır ve karar verenler için önemli çıkarımlar sağlarlar. Bu da araştırmacıların gerçek hayatla ilintili olarak tahmin değişkenlerinin olasılıklarla doğrusal ilişkisinin olmadığını göstergesidir. $\text{lojit}(P_i)$ değerleri, hem bağımsız değişkenlerle hem de β parametreleriyle doğrusal bir ilişkiye sahip iken olasılıklarla arasında böyle bir doğrusal ilişkisi yoktur. Bu durum olasılıkların bağımsız değişkenlerle doğrusal ilişkisini doğrusal olasılık modelinden ayırmaktadır⁶¹.

Doğrusal olasılık modelinden ayrılan ikinci fark da bütün alternatif olasılıklarının toplamının bir olmasıdır: $\sum_{i=1}^j P_i = \sum_i \exp(X_i) / \sum_j \exp(X_j) = 1$.

⁶⁰ Kenneth E. Train, **a.g.e.** , s.37

⁶¹ A.H. Studenmund, **a.g.e.**, s.441.

Böylece karar vericinin alternatiflerden birini seçmesi zorunluluğu oluşur. (2.19) denkleminde basit anlamda bütün alternatifler için paydaların toplamı verilmiştir. Ayrıca toplam özelliğinin doğrudan sağlanması olmuştur. Karışık lojit ve probit gibi benzeri modellerde de paydanın kendiliğinden toplamının bir olması durumu gerçekleşmemektedir⁶².

2.4.2 Lojit Modelde Katsayıların ve Bahis Oranlarının Yorumlanması

Lojit modelin en basit şekli için ikili çıktı alınacak durumda bir tane bağımsız tahmin değişkeni kullanılır. X değişkeninin $Y_i=1$ ve $Y_i=0$ olmak üzere iki olası sonucu olur. Aynı iki seçeneğe doğrusal regresyonda sahip olmasına karşı başlangıç (α) ve eğim (β) parametrelerinin lojistik regresyonda çok farklı olmasından tahmini bağımlı değişkenlerde bu parametreler çok farklı yorumlanırlar.

2.4.2.1 Başlangıç Katsayısı

Lojistik modelin başlangıç parametresi doğrusal regresyona benzer. Bağımlı tahmin değişkenini bulmada bağımsız tahmin değişkenlerinin hepsinin sıfır değeri alması durumunda gerçekleşir. Lojistik eğrinin denkleminde, (2.16), $X=0$ için $Y_i=1$ olma durumudur. e^α üstel başlangıç noktasıdır ve e^α nin değeri tahmin edilen bahis oranı olarak açıklanır.

2.4.2.2 Eğim Katsayısı

Bir tahminli bağımsız değişkeni için lojistik regresyon modelleri düşünülürse, (2.15) denklemi kullanılarak $Y_i=1$ için X' te olabilecek bir birimlik değişiklik bahis oranlarının doğal logaritmasında tahmin edilen değişiklik olarak açıklanır. Üstel fonksiyon olarak, (2.16) denkleminde yararlanarak, $Y_i=1$ için X' te olabilecek bir birimlik değişiklik fark e^β bahis oranının değişimidir. Burada β için üç durum vardır;

⁶² Kenneth E. Train, a.g.e., s.38.

- i. $\beta = 0$ için, $e^\beta = 1$ olur. Bahis oranları X değişkenine bağlı değişim göstermez.
- ii. $\beta > 0$ için, $e^\beta > 1$ olur. Bahis oranları X artıkça artar.
- iii. $\beta < 0$ için, $e^\beta < 1$ olur. Bahis oranları, X artıkça azalır.

Şekil 2'den de anlaşıldığı gibi eğim β , logistik bir eğridir ve (2.18) denkleminde yararlanarak Bahis oranlarının 1 olduğu yerde $P_i = 0,5$ olduğu anlaşılır. Çok dik olan bu konumdan sonra eğim uçlara giderken sıfıra yaklaşır. Dolayısıyla $e^{\beta p}$ ifadesinde p .inci bağımsız değişkendeki bir birimlik artış (diğer tüm bağımsız değişkenlerin sabit tutulmasıyla) farka çarpımsal etkisi olarak da yorumlanabilir. Bir farktan diğerine çarpımsal geçiş zaten bahis oranını oluşturur. İkili bağımlı değişkenlerde ilgili parametreler bahis oranlarıdır.

Tahmin edilen olasılık değişimini olasılık ve katsayı değerlerine göre değişim gösterir. X_i gözlemlenen bir değer için olasılık değişimi, gözlemlenen değere göre türev almak ile gerçekleşir;

$$\begin{aligned}\frac{\partial P_i}{\partial X_i} &= \frac{\partial (e^{z_i} / (1 + e^{z_i}))}{\partial X_i} \\ &= \frac{e^{z_i}}{1 + e^{z_i}} \cdot \frac{\partial z_i}{\partial X_i} - \frac{e^{z_i}}{1 + e^{z_i}} \cdot e^{z_i} \cdot \frac{\partial z_i}{\partial X_i} \\ &= \frac{\partial z_i}{\partial X_i} ((1 - P_i)P_i).\end{aligned}$$

Değişim eğimi verdiğiinden $\frac{\partial z_i}{\partial X_i} = \beta$ olur, tahmin edilen olasılık değişim oranı:

$$\beta(1 - P_i)P_i \quad (2.20)$$

şekline dönüşür⁶³.

Bir parametrenin kestirimi lojistik regresyon katsayısının kestirimden geçer. Değişkenin nasıl kodlandığının önemi de yoktur. Lojistik regresyon katsayısı ile bahis oranları arasındaki ilişki bütün regresyon sonuçlarının yorumlanmasında temel oluşturur. Eğim katsayısının yorumlanması aynı şekilde çoklu bağımsız değişkenlere de rahatlıkla aktarılabilir⁶⁴.

⁶³ Kameswari Maddala, **Introduction to Econometrics**, 3rd Ed., Norfolk, 2011, s.327.

⁶⁴ David W. Hosmer, Stanley Lemeshow, **Applied Logistic Regression**, 2nd Ed, USA, John Wiley and Sons, 2000, s.52-53.

2.4.3 Lojit Modelde Parametre Tahmin Yöntemleri

(α) ve (β) regresyon katsayıları olmak üzere $P_i=1$ ve $P_i=0$ değerleri (2.15)' ten yararlanılarak lojit (P_i) de yerine koyulduğunda $\ln(\frac{1}{0})$ ve $\ln(\frac{0}{1})$ değerleri elde edilir ki bunlar anlamsızdır. EKK yöntemi ile lojit (P_i) fonksiyonundaki parametrelerin tahmin değerleri bulunamaz, bunun dışında lojit modelde parametrelerin tahmini için çeşitli yöntemler kullanılır. Zaten doğrusal olmayan ve daha komplike; sınıflama ve atama işleminin olduğu, normal dağılım varsayımı, süreklilik varsayımı ön koşulunun olmadığı gibi durumlarda verilerin Lojit modeli ile analiz edilmesi gerekir.

2.4.3.1 En Çok Olabilirlik Yöntemi

Bir model de parametre kestiriminde bulunmak için kullanılan yaklaşımlardan bir tanesi de En Çok Olabilirlik Kestirimidir (EÇOK). EKK ile EÇOK regresyon modellerde yaklaşık sonuçlar verseler de, EÇOK doğrusal olmayan modellerde ve lojistik regresyon modellerinde tercih edilir. Genel olarak, EÇOK gözlenen veri kümesine ulaşmanın olasılığını en yüksek seviyeye getirecek şekilde bilinmeyen parametrelerin tahmin edilmesini sağlar. Bu kestirim için ilk olarak “olabilirlik fonksiyonu” tanımlanmalıdır. Bu fonksiyon, gözlenen verinin olasılığını, bilinmeyen parametreler cinsinden bir fonksiyon olarak verir. Bu parametrelerin “en çok olabilirlik kestiricileri” bu fonksiyonun değerini maksimum yapan değerlerden seçilir. Dolayısıyla, sonuç kestiricileri gözlenen veri ile en uygun olan kestiriciler olurlar.

Lojit model tahmini için n tane seçmenin örnekleme alınsın. Lojit olasılıkları kapalı formda olduğundan bilinen EÇOK prosedürleri uygulanabilir. Belli bir alternatifi seçen n kişinin gözlemlenen birbirinden bağımsız olasılıkları şöyle ifade edilir: $\prod_i (P_i)^{Y_i}$, n kişinin i alternatifi seçme durumu $Y_i = 1$, diğer tüm durumlarda 0 olur. Seçilmeyen her durumda $Y_i = 0$ olduğundan, yanıt 1 olur. Bu da en basit açıklamasıyla seçilmiş alternatifin olasılığıdır. Bu durumda olabilirlik fonksiyonuna katkı sağlayan $\prod_i (P_i)^{Y_i}$, $Y_i = 1$ için olacaktır. Her bir karar vericinin seçimini yapma da diğerlerinden

bağımsız olduğu varsayımı geçerlidir. Örneklemdeki alternatifi seçen her bir kişinin gözlemlenen olasılıklarının çarpımı aslında olabirlik fonksiyonu, $L(\cdot)$, oluşturur ve fonksiyonun β için ifadesi şöyle olur:

$L(\beta) = \prod_i (P_i)^{y_i}$, β modelin parametrelerini içeren bir vektördür.

Logaritmik fonksiyonunu elde etmek adına $L(\beta)$ nin doğal logaritması alınır ve bu durumu $LL(\beta)$ ile gösterilirse;

$$LL(\beta) = \sum_i y_i \ln P_i \quad (2.21)$$

$$LL(\beta) = \sum_i y_i \ln \left(\frac{\exp(\alpha + \beta X_i)}{1 + \exp(\alpha + \beta X_i)} \right)$$

$$LL(\beta) = \sum_i y_i (\alpha + \beta X_i) - \sum_i y_i \ln(\sum_j 1 + \exp(\alpha + \beta X_i)) \quad (2.22)$$

olur.

Logaritmik olabirlik fonksiyonu da $LL(\beta) = \sum_i y_i \ln P_i$ olarak (2.21)'de verilir. Bu fonksiyonu maksimuma ulaştıran β nin tahmin değeridir. McFadden (1974) parametre yararlarının doğrusallığı için $LL(\beta)$ 'nin küresel konkavlığını ispatlamıştır. Pek çok istatistik paket programları da bu modellerin tahmini için uygundur. Parametrelerin doğrusal olmayan yarar şeklinde olması durumunda araştırmacı kendi kodunu yazmak zorundadır. Maksimum olabirlik kestirimlerinin duruma özel yapıları vardır. Her zaman o duruma özel yeniden açıklanmalı ve yeniden tanımlanmalıdır. Olabirlik fonksiyonunun maksimum olduğu noktada her bir parametreye bağlı türevi sıfırdır.

Log-olabirlik fonksiyonunun (2.22) türevini alınsın,

$$\frac{\partial LL(\beta)}{\partial \beta} = \frac{\sum_i y_i (\alpha + \beta X_i)}{\partial \beta} - \frac{\sum_i y_i \ln(\sum_j 1 + \exp(\alpha + \beta X_i))}{\partial \beta}.$$

$$\frac{\partial LL(\beta)}{\partial \beta} = \sum_i y_i x_i - \sum_i y_i \sum_j P_j x_i$$

$$\frac{\partial LL(\beta)}{\partial \beta} = \sum_i (y_i - P_i) x_i$$

Türevin sıfıra göre ayarlaması yapılırsa,

$$\sum_i (y_i - P_i) x_i = 0 \quad (2.23)$$

ve

$$\frac{\partial LL(\beta)}{\partial \beta} = 0. \quad (2.24)$$

olur.

En çok olabilirlik kestirimleri aynı zamanda β 'nın değerleridir. Tahminlerin β değerlerine eşit olması (2.23) koşuluna da uygundur⁶⁵. Bu uyum için parametrelerdeki temsili yarar doğrusal olsun; $Z_i = \beta X_i$. (2.23) ve lojit olasılık formülünü kullanarak tekrardan formüle edip her iki tarafı n ile bölünürse;

$$\frac{1}{n} \sum_i y_i x_i = \frac{1}{n} \sum_i P_i x_i. \quad (2.25)$$

olur.

Formülün açılımı şöyledir:

Örneklenmiş kişilerden oluşan X alternatiflerinin ortalamasını $\bar{X}$ olarak gösterelim.

O zaman $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_n y_i x_i$ olur. $\hat{X}$ e de X alternatiflerinin tahmini ortalaması olarak bakarsak; $\hat{X} = \frac{1}{n} \sum_n P_i x_i$ olur. Gözlemlenmiş X in ortalaması $\bar{X}$ ile gösterilirken, X tahmini ortalaması da $\hat{X}$ olarak gösterilir.

(2.25)'ten anlaşılacağı gibi bu iki ortalama da en çok olabilirlik kestirimlerinde eşit çıkmıştır. O halde, bütün açıklayıcı değişkenlerin tahmin edilen ortalamasını örneklemin gözlemlenen ortalamasına eşit yapan β 'nin en çok olabilirlik kestirimleridir. Örneklem ortalamaları sabit kalmadığından ortalamaları yeniden üretmek adına bu kestirimler hep en baştan yenilenmektedirler.

Lojit modellerde kullanılan EÇOK'un bu özelliği özgün durumlu sabitler için özel bir anlam taşır. Özgün durumlu sabit gölge değişkeninin katsayısı olup alternatifin tanımını yapar. Sonuç veya bağımlı değişkenin kategorilerini ifade eder. Gölge alternatif j için bir değişkendir, öyle bir değişkendir ki alternatif i 'nin temsili yarar değeri $D_i^j = 1$, $i=j$ için, diğer durumlarda 0 olmaktadır. (2.25)'ten yararlanarak tahmin edilen sabit;

$$\frac{1}{n} \sum_i y_i D_i^j = \frac{1}{n} \sum_i P_i D_i^j ,$$

⁶⁵ William H. Greene, **Econometric Analysis**, New Jersey, Pearson Education, 2003, s.468-472.

$S_j = \hat{S}_j$, bulunur.

S_j ; j alternatifini seçenlerin paylaşımını, $\hat{S}_j$; j alternatifini seçenlerin tahmini paylaşımını gösterir.

Alternatif-özgün durumlu sabitler sayesinde örneklemin tahmini paylaşımları gözlemlenen paylaşımlara eşit olmaktadır. Bu yüzden tahmini model örneklem içindeki ortalamayı doğrular. Bu özellik doğrusal regresyon modeldeki sabit değer fonksiyonuna benzerlik gösterir ve sabitler sayesinde bağımlı değişkenin tahmini değer ortalaması örneklem için gözlemlenen ortalamaya eşit çıkar⁶⁶.

2.4.3.2 Yeniden Ağırlıklandırılmış İteratif En Küçük Kareler Yöntemi

J gruptan oluşmuş bir setinde grupların her birinden n denemede s_j tane istenen olay gerçekleşmiş olsun. Başarı oranı $P_j = s_j/n$ şeklinde tanımlanırsa, varyans binom dağılım için $\text{Var}(s_j/n) = P_j (1-P_j)/n$ olur. Burada her gözlem sonucunda farklı bir varyans elde edilir.

Burada bölüm (2.3.2)'de benzeri yapılan lojit (s_j/n)nin açıklayıcı değişkenler üzerinde ağırlıklı regresyon uygulanmalıdır. Burada ağırlık $w_j = n/P_j (1-P_j)$ olarak alınır ve P_j nin bir fonksiyonudur. Bu durumda EKK yöntemi iteratif olarak uygulanacak ve ağırlık değerleri her adımda yeniden elde edilecektir⁶⁷. EÇOK da aynı şekilde çalışmakta, çoğu zaman yeniden ağırlıklı iteratif en küçük kareler yöntemini kullanmaktadır⁶⁸.

2.4.3.3 Minimum Lojit Ki-Kare Yöntemi

Tekrarlı verilerin olması durumunda ağırlıklı en küçük kareler kestiriminin özel bir hali olarak uygulanan yöntem çapraz tabloları kapsamaktadır. $2 \times j$ çapraz tablolarındaki beklenen ve gözlenen lojit değerler arasındaki farktan yararlanılmaktadır.(2.4.3.2)'deki P_j olasılığı üzerinden yapılan lojit dönüşümü, bu yöntemde sonuç değişkenini oluşturmaktadır. Kestirimde kullanılan ağırlık değerleri

⁶⁶ Kenneth E. Train, **a.g.e.**, s.62.

⁶⁷ Hüseyin Tatlıdıl, **Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz**, Ankara, Cem Ofset, 1996, s.296.

⁶⁸ David W. Hosmer, Stanley Lemeshow, **a.g.e.**, s. 21.

nP_j ($1-P_j$) olarak elde edilmektedir. Böylece lojit değeri olarak tanımlanan sonuç değişkeninin, açıklayıcı değişkenler ile regresyonundan en küçük kareler kestirimlerini elde etmeye dayanmaktadır. Buradan tek adımda bulunan ağırlıklı en küçük kareler kestirimleri minimum lojit Ki-Kare kestirimleri adını almaktadır⁶⁹. Burada da en küçük kareler tahminçileri vardır. Tekrarsız bir durumdur. Bir bakıma EÇOK'tan farklı değildir.

2.4.3.4 Diğer Yöntemler ve Yöntemlerin Karşılaştırılması

Yukarıda anlatılan yöntemlerin dışında, iteratif olmayan en küçük kareler yöntemi ve diskriminant fonksiyonuna dayalı yöntemlerden bahsedilebilir. İteratif olmayan en küçük kareler yöntemi EÇOK ile asimptotik eşitliktedir. Böylece örneklem kümesi büyüdükçe benzer özellik gösterirler. O yüzden EÇOK un önüne geçemez. Diskriminant fonksiyon analizi de EÇOK ile aynı modellerde kullanılsa da bağımsız değişkenin kategorik olduğu durumlarda yorumlamada sorunlar çıkardığından bağımsız değişkenin nominal, ordinal ve aralık olduğu durumlarda EÇOK kullanılır⁷⁰.

Bununla birlikte yukarıda verilen üç yöntem içinde EÇOK her zaman tutarlı, etkin ve yeterli kestirimler vermekte fakat yansızlıkta sorun çıkartabilmektedir. Yansızlık ve normal dağılım asimptotik bir özelliktir. EÇOK doğrusal olmayan fonksiyonlarda geçerli olduğundan iteratif çözüm gerekmektedir. Nokta kestirimde minimum lojit ki-kare etkili olsa da çıkarım yapma da EÇOK önerilmektedir⁷¹. Bu çalışmada tercih edilen yöntem de EÇOK' tur.

2.4.4 Parametre Anlamlılıklarının Sınanması ve Hipotez Testleri

Bir modelde katsayıların kestiriminden sonra model parametrelerinin önemlerinin ölçülmesi gerekir. Bu sayede modelde bağımsız değişkenlerin sonuç değişkenleri ile ilişkisinin ne kadar anlamlı olup olmadığını belirlemek için formül üretilmesi ve

⁶⁹ Hüseyin Tatlıdil, **a.g.e.**,s.297.

⁷⁰ David G. Kleinbaum, Mitchel Klein, **Logistic Regression a Self! Learning Text**,3rd Ed. , New York, 2010, s.104.

⁷¹ Hüseyin Tatlıdil, **a.g.e.**,s.297.

istatistiksel hipotezin test edilmesi anlam kazanır⁷². Önem testi sınaması genel bir uygulama olmasına karşı diğer testlerden daha hızlı sonuç verir.

Lojit model bir kesikli seçim modeli olduğundan, regresyonda da kullanılan, bütün kesikli seçim modellerindeki gibi tekil parametreler, parametre sıfır bile olsa, için hipotezlerin test edilmesinde standart t-istatistikleri kullanılır. Daha karışık hipotezlerde de, benzerlik oran testi her zaman kullanılır. Bir sıfır hipotezinin (H_0) kısıtlamaları içeren parametre değerleriyle ifade edildiğini düşünelim. En genel iki hipotez şöyledir:

- (1) Çeşitli parametreler sıfırdır.
- (2) İki veya daha fazla parametre eşittir⁷³.

Yukarıdaki hipotezlere göre genel olarak bağımsız değişkeni içeren ve içermeyen iki farklı model karşılaştırılır. Burada testten önce beklenen sonuç bağımsız değişkeni içeren modelin sonuç değişkeni hakkında bağımsız değişkeni içermeyen modelden daha detaylı bilgiler vermesi durumudur. Bu durumu olumlamanın yolu her iki model için sonuç değişkenlerinin gözlenen değerlerinin karşılaştırılmasıdır. Burada gözlenen ve kestirilen değerlerini karşılaştırmak için kullanılan matematiksel fonksiyon probleminden probleme değişiklik gösterir. Eğer değişkenin kestirilen değeri bir modelde, o değişkene sahip olmayan başka bir modele göre daha iyi ise o problemdeki değişken anlamlı değişkendir.

Lojistik Regresyon Modelde değişkenlerin anlamlılığının değerlendirilmesi için kolaylıkla genel yöntem gösterilebilir. Bu yöntemin kullanımı lojistik regresyon hakkında yol gösterici de olacaktır. Bağımsız değişkenli modeldeki ve bağımsız değişkenli modeldeki yanıt değişkeninin kestirilen değerleri ile gözlenen değerlerinin karşılaştırılıp, kontrol edilmesi gerekir. Lojistik regresyonda gözlenen ve kestirilen değerlerin karşılaştırılması (2.21)' teki log- olabilirlik fonksiyonuna göre gerçekleşir.

⁷² David W. Hosmer, Stanley Lemeshow, **a.g.e.**, s. 23.

⁷³ Kenneth E. Train, **a.g.e.**, s.70-71.

2.4.4.1 Olabilirlik Oran Testi

Bu testte iki logistik modelin olabilirliklerini karşılaştırır; bu durumda biri sınırlandırılmış β , değeri sıfır olmalıdır, diğeri de datadan gelen sınırlandırılmayan β , EÇOK $\hat{\beta}$ değeridir.

Bir tahminci kullanarak iki lojistik modelin karşılaştırılması için belirtilen modeller ;

Sınırlı olmayan model : $\text{logit}(P_i) = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta X$ ve

Sınırlı model : $\text{logit}(P_i) = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha$, olur.

Hipotezler de kurulursa sıfır hipotezini test etmenin iki genel şekli vardır; bağımsız değişkenler sonuç değişkenini etkilemezler veya $H_0: \beta=0$. Bu iki modelin karşılaştırmaları yapılacak, karşılaştırmada çıkan sonuç yapılan hata miktarı veya modelde uyumu verecektir. İki modelin farkı yoksa yapılması gereken daha basit modeli tercih etmektir. Maksimum fayda için en az değişken kullanımı yapıldığından sınırlı model seçilir. Sınırlı model detaya girmeden bilgi verdiği için bir anlamda sıfır hipotezini yansıtır. Tam tersi durum için de sınırlı olmayan model tercih edilir. Bunun anlamı eğimin sıfırdan farklı olduğu ve sıfır hipotezinin ret edilmesidir⁷⁴.

Modellerin karşılaştırılması log-olabilirlik fonksiyonuna göre yapılır. (2.21)'de belirtilen log-olabilirlik fonksiyonu, başarısızlık değerleri de içine alacak şekliyle yazılırsa;

$$LL(\beta) = \sum_i \{y_i \ln P_i + (1 - y_i) \ln (1 - P_i)\} \quad (2.26)$$

Kestirilen değerlerin karşılaştırılması için kullanılan ifade aşağıdadır:

$$D = -2\ln[(\text{Modelin Olabilirliği})/(\text{Doymuş Modelin Olabilirliği})] \quad (2.27)$$

(-2ln) matematiksel katsayı ve parantezin içi Olabilirlik Oranı adını alır. (2.26)'da verilen fonksiyon (2.27) ye adapte edilirse tahmin edilen çıktıların $\hat{P}_i$ değerlerini de gösteren denklem şöyledir⁷⁵:

$$D = -2\ln \left[\sum_i y_i \ln \left(\frac{\hat{P}_i}{y_i} \right) + (1 - y_i) \ln \left(\frac{1-\hat{P}_i}{1-y_i} \right) \right] \quad (2.28)$$

⁷⁴ William H. Greene, **a.g.e**, s.484-485.

⁷⁵ Yvonne M. M. Bishop, Stephen E. Fienberg ve Paul W. Holland, **Discrete Multivariate Analysis Theory and Practice**, New York, Springer,2007,s.126-127.

Bağımsız değişkenin önemi için D(.) ler hesaplanırsa:

$$G^2 = D(\text{Değişkensiz Model}) - D(\text{Değişkenli Model})]$$

Olabilirlik oran istatistiği G^2 en son olarak ;

$$G^2 = -2 \ln[(\text{Değişkensiz Modelin Olabilirliği})/(\text{Değişkenli Modelin Olabilirliği})]$$

şeklinde yazılır.

Bir başka şekliyle olabilirlik oranı: LL_0 / LL_1 olarak gösterilir. LL_0 , sınırlı modelin EÇOK fonksiyonu ve LL_1 sınırlı olmayan modelin EÇOK fonksiyonudur.

Olabilirlik Oran istatistiği G^2 ise şu şekildedir;

$$G^2 = -2 \ln \left(\frac{LL_0}{LL_1} \right) = -2[\ln(LL_0) - \ln(LL_1)] = [-2 \ln(LL_0)] - [-2 \ln(LL_1)] \quad (2.29)$$

Olabilirlik Oranı 1'den küçük çıktığında bu durum sıfır hipotezine karşı kanıt olarak kabul edilir. Oranın 1'den küçük çıkmasının şartı sınırlı olmayan modelin sınırlı olandan değerce çok büyük olmasından kaynaklanmaktadır. En ekstrem durumlarda modeller eşittir, olabilirlik oranı 1 ve test istatistiği 0 olur. Sınırlı olmayan modelin değeri büyük olduğunda olabilirlik oranı bir değerinin altındadır ve test istatistiği negatife gider, sıfır hipotezini desteklemez. Ki-Kare ile karşılaştırılarak sonuca ulaşılır. Serbestlik derecesi sınırlı modelin parametre sayısına eşittir⁷⁶.

2.4.4.2 Wald Testi

Olabilirlik Oran testinde ortaya konan hipotezin başka bir test şekli de Wald testidir. Wald test parametre veya istatistiğin olabilirliğini değerlendirmek adına hipotez edilmiş tipik bir formüldür. Wald testi, β eğim parametresinin en çok olabilirlik kestirimlerinin karşılaştırılması sonucu elde edilir. $\beta = 0$ varsayımı altında sonuç oranı, standart bir normal dağılımın sonucu olarak ortaya çıkar. W^2 olarak tanımlanır ve z-istatistiğinin karesidir⁷⁷.

⁷⁶ Kameswari Maddala, **a.g.e.**, s.589.

⁷⁷ Alan Agresti, Barbara Finlay, **a.g.e.**, s.493.

$$W^2 = \left(\frac{\hat{\beta} - \beta}{s_{\hat{\beta}}} \right)^2 \sim X^2, sd = 1. \quad (2.30)$$

W^2 test istatistiği büyük örneklemelerde (X^2) Ki-Kare dağılımı ile karşılaştırılır. Bir parametre test edildiği varsayılarak serbestlik derecesi 1 alınmıştır⁷⁸.

2.4.4.3 Skor Testi

Skor testi sınırlı olmayan modelin skor vektörünün karşılaştırılması sınırlı olmayan değer ile karşılaştırılması baz alınarak kurulup, kısıtlı parametre kestirimleriyle geliştirilir. Diğer iki testte var olan aynı hipotez varsayımları bu testte de geçerlidir.

($H_0: \beta=0$). Skor testi olabilirlik fonksiyonunun H_0 da belirtilen 0 (sıfır) yaklaşması baz alınarak kurulmuştur. H_0 değerinin türevi ne kadar yüksek çıkarsa o kadar maksimum noktaya ve 0 (sıfıra) yaklaşmış demektir. Skor test istatistiği bu türevin asimptotik standart hataya oranının karesidir. Serbestlik derecesi 1 olan Ki-Kare gibi davranır⁷⁹.

2.4.4.4 Testlerin Karşılaştırılması

Bu üç yaklaşım doğrusal regresyonda t ve F testlerine benzetilebilir. t testi bir parametreyi bir seferde test ederken, F testi daha genel olup birkaç parametreyi bir seferde test edebilir. Logistik regresyonda Wald testi ve Skor testi t-testine benzetilir bir eğim parametresini bir seferde ölçer. Olabilirlik Oran testi ise F-testine benzetilir ve çeşitli eğim parametrelerini bir kerede test eder. Olabilirlik Oran testi iki modeli gösterdiğinden, her ne kadar biri diğerinin kısıtlı hali olsa da, Wald ve Skor testlerinden daha genel ve kuvvetli bir testtir. Örneğin dört tahmincisi olan bir modelin iki tahmincisi sıfırlansa da Olabilirlik Oran testi bu modeli karşılaştırmada kullanır, Wald ve Skor testleri kullanılamaz. Tek tahminci anlamlılığında Olabilirlik Oran testinin Wald testten daha kuvvetli sonuçlar verdiği ve daha doğru sonuçlara yönelttiğinin bazı kanıtları vardır⁸⁰. 1980'li yıllardan önce hesaplama pratikliği açısından Wald ve Skor testleri tercih edilse de günümüzde gelişen bilgisayar teknolojisiyle bu avantaj ortadan

⁷⁸ Razia Azen, Cindy M. Walker, **a.g.e.**, s.189.

⁷⁹ Ulf Olssen, **a.g.e.**, s.48.

⁸⁰ William W.Jr.Hauck, A.Donner, "Wald's test as Applied to Hypotheses in Logit Analysis", **Journal of American Statistics Association**, Vol.72,1977, s.851-853.

kalkmıştır. Genel anlamda da büyük örneklem hacimli modellerin parametrelerinde her üç test birbirine benzer sonuçlar üretse de Wald testinin büyük örneklem hacimlerinde daha iyi olduğu kabul edilmesine rağmen Olabilirlik Oran testi pratik uygulamalarda daha güvenli ve kuvvetli olarak görünür⁸¹.

2.4.4.5 Güven Aralıklarının Kestirimi

Hipotez testleri tahminci ile çıktı arasında ilişkiyi göstermesi açısından önemli olsa da popülasyondaki eğimin gerçek değerini bulma adına güven aralıklarının bulunması gerekmektedir. Güven aralıkları bu bilgiyi sağlamak için istenen güven düzeyinde eğim parametresine aralık tahmini sağlar. Parametre anlam testlerini formüle etmede kullanılan istatistiksel teori aralık kestirimlerinde de kullanılır. Tahmin edilen aralıklar Wald testi eksenli oluşturulur⁸².

Üç çeşit güven aralığı vardır;

Her durum için $Y_i = 1$ olduğunda,

- i. Tahmincinin bahis oranları doğal logaritması üzerinde etkisini araştırmak için,
 - ii. Tahmincinin bahis oranları üzerinde etkisini araştırmak için,
 - iii. Tahmincinin olasılık üzerinde etkisini araştırmak için.
- i. Tahmincinin Bahis oranları doğal logaritması üzerinde etkisini ölçen β parametresidir. β için güven aralığının genel formülü;

$$\hat{\beta} \mp Z_{CL} s_{\hat{\beta}} = [AS_{\beta}, \bar{U}S_{\beta}]$$

$\hat{\beta}$: Tahmincinin etkisinin en çok olabilirlik kestirimi,

Z_{CL} : Standart normal dağılımın kritik değeri,

$s_{\hat{\beta}}$: Tahmin edilen asimptotik standart hata,

AS_{β} : β parametresi için güven aralığının alt sınırı,

$\bar{U}S_{\beta}$: β parametresi için güven aralığının üst sınırıdır.

⁸¹ Mars J.S. Cramer, **a.g.e.**, s.57,58.

⁸² David W. Hosmer, Stanley Lemeshow, **a.g.e.**, s.19.

- ii. Tahmincinin Bahis oranları üzerinde etkisini ölçen e^β parametresidir. e^β için güven aralığının genel formülü;

$$\hat{\beta} \mp Z_{CL} s_{\hat{\beta}} = [\exp(AS_\beta), \exp(\dot{U}S_\beta)]$$

$\hat{\beta}$: Tahmincinin etkisinin en çok olabilirlik kestirimi,

Z_{CL} : Standart normal dağılımın kritik değeri,

$s_{\hat{\beta}}$: Tahmin edilen asimtotik standart hata,

$\exp(AS_\beta)$: e^β Parametresi için güven aralığının alt sınırı,

$\exp(\dot{U}S_\beta)$: e^β Parametresi için güven aralığının üst sınırıdır.

- iii. Tahmincinin olasılıklar üzerinde etkisini ölçen β parametresidir. β için güven aralığının genel formülü;

$$\hat{\beta} \mp Z_{CL} s_{\hat{\beta}} = [(1 - P_i)P_i(AS_\beta), (1 - P_i)P_i(\dot{U}S_\beta)]$$

$\hat{\beta}$: Tahmincinin etkisinin en çok olabilirlik kestirimi,

Z_{CL} : Standart normal dağılımın kritik değeri,

$s_{\hat{\beta}}$: Tahmin edilen asimtotik standart hata,

$(1 - P_i)P_i(AS_\beta)$: β Parametresi için güven aralığının alt sınırı,

$(1 - P_i)P_i(\dot{U}S_\beta)$: β Parametresi için güven aralığının üst sınırıdır.

Bu güven aralığı lojistik eğrinin her hangi bir noktasında hesaplanabilir ⁸³.

2.4.5 Lojit Modelde Uyum İyiliği

Modelin sonuç değişkenini açıklamada modelde bulunması gereken tüm değişkenlerin etkinliği kontrolü uyum iyiliği olarak açıklanır. Kurulan modelin kalitesi hakkında bilgiyi uyum iyiliği testleri verir. Tahmin değerlerinin G^2 veya X^2 sonucunda ortaya çıkan gözlemlenen değerlerin karşılaştırılması en basit anlatımla logistik regresyonda uyumu gösterir. Çünkü logistik regresyon $Y_i = 1$ olduğunda (başarı

⁸³ Razia Azen, Cindy M.Walker, **a.g.e.**, s.193.

durumu) tahmin edilen ve gözlemlenen değerlerin karşılaştırılmasına dayanarak uyum araştırılır.

$$\text{Test istatistiği, } X^2 = \sum \left(\frac{G-T}{T} \right)^2, \quad G^2 = \sum G \ln \left(\frac{G}{T} \right) \quad (2.31)$$

G; Gözlem değerleri, T; Tahmin değerlerini tanımlamak üzere formüle edilmiştir.

Bu iki istatistiğin test edilmesi Ki-Kare testi altındadır. Serbestlik derecesi tahmin değişkeninin olası değeri ile modelin tahmin parametrelerinin farkıdır. Ki-Kare testinin özelliğinden her bir tahmin edici değerin 5 tane değerden az olmaması gerekmektedir. Yoksa Ki-Kare uygulanamaz. Gözlem ve tahmin değerleri eşit olduğunda modelin gözlemlenen dataya uyumu tamdır. Büyük değerli test istatistiğinin elde edilmesi model tahminlerinin gözlem datasıyla iyi uyum sağlamadığının göstergesidir.

2.4.5.1 Lojit Model Uyum İstatistikleri

Model Uyum istatistiklerinin kullanımı datada bulunan bağımsız değişkenin yapısına göre şekillenir. İki tür bağımsız değişken olduğundan model uyumu sürekli tahminciler ve kategorik tahminciler için farklı uygulamalara dayanır.

2.4.5.1.1 Hosmer ve Lemeshow testi

X sürekli rassal bir değişken olduğunda, bazı X değerleri G^2 veya X^2 istatistiklerini karşılamayacak kadar az değerde olabilir. Sürekli değişkenlerin sonsuz sayıda değer aldığı düşünüldüğünde Ki-Kare ölçümü için gerekli 5 gözlem her tahmin eden için geçerli olmayacaktır. Bu durumda hücre birleştirmesi yöntemini kullanmak gerekecektir. Hücre birleştirmeyi aralıklara ayırarak yapmak en doğru yöntemdir. Böylece her tahmin edici belirlenmiş kategorilere atanmış olacaktır. Belirli kategorilerden oluşan n-tane grup oluştuğunu düşünelim. Belirlenen n-ayrı grubun uyum iyiliği testini Hosmer ve Lemeshow testi yapar⁸⁴.

Test istatistiği;

$$G_{HL}^2 = \sum_{j=1}^n \frac{(G_j - B_j)^2}{(B_j) \left(\frac{1 - B_j}{n_j} \right)}, \quad (\text{sd} = \text{grup sayısı} - \text{model parametreleri}) \quad (2.32)$$

⁸⁴ David W. Hosmer, Stanley Lemeshow, **a.g.e.**, s. 147-150.

n_j ; j. grubun toplam gözlem sayısı,
 G_j ; j. grubun gözlemlenen gözlem sayısı,
 B_j ; j. grubun beklenen gözlem sayısı olur.

Tek başına daha fazla tahmin ediciye sahip modellerin daha anlamlı uyum sağlaması anlamı çıkartılmamalıdır. Uyumlarına göre modelleri karşılaştırmak benzerlik oran testi kullanmaya benzetilir. Modelin dataya uyumlu olmadığının sebepleri anlaşılmalı istenir. Uyum eksikliği isim perspektifinden olabilir. Bunu araştırmak için çeşitli testler kullanılır.

2.4.5.1.2 Blok Ki-Kare İstatistiği

Model parametrelerinin açıklanmasında kategorik değişkenler bağımsız tahmin değişkenleri olarak kullanılırsa temelde sürekli tahmin değişkenleri için olan hemen her şey geçerlidir. En büyük fark nitel bağımsız değişkenlerin kodlanmasındadır. Kategorik verilerin kodlanmasında en bilinen yöntem gölge kodlama yöntemidir⁸⁵. Bir kategorik bağımsız değişkenin c-tane kategorilere ayrılabilmesi durumunda son kategori referans kategorisi olduğundan sıfır olarak alınır ve modelin her bir kalan parametresinin açıklanması son kategoriye göre yapılır. Bu durumda (c-1) tane kodlama yapılmalıdır. (c-1) kodlamanın olduğu yerde c tane tahmincinin olması beklenir. Gölge değişkenler bir rassal X kategorik değişkeni için şöyle ifade edilir;

$$X_j = \begin{cases} 1 & \text{eğer gözlem kategori j ise,} \\ 0 & \text{diğer bütün durumlarda.} \end{cases}, j=1,2, \dots, (c-1)$$

c kategorili bir değişken için (c-1) tane değişkenin kodlanması Tablo 3'te verilmiştir.

⁸⁵ Gerry P. Quinn, Micheal J. Kenough, **Experimental Design and Data Analysis for Biologists**, New York ,Cambridge University Press, 2002,s.368.

Tablo 3: c-Kategorili Kategorik Bağımsız Değişkenin

Gölge Değişken Kodlaması ile Genel Gösterimi

Kategoriler	Gösterimler							
	X_1	X_2	...	X_{j-1}	X_j	X_{j+1}	...	X_c
1	1	0	...	0	0	0	...	0
2	0	1	...	0	0	0	...	0
3	0	0	...	0	0	0	...	0
.	.	.	...	.	.	.	...	.
.	.	.	...	.	.	.	...	.
.	.	.	...	.	.	.	...	.
j	0	0	...	0	1	0	...	0
.	.	.	...	.	.	.	...	.
.	.	.	...	.	.	.	...	.
.	.	.	...	.	.	.	...	.
c	0	0	...	0	0	0	...	0

Bir bağımsız değişkende iki kategori olsun, $c-1=2-1=1$ için iki değer almış olur; 0 ve 1 o zaman X için

$X_{i0} = 0$ ve $X_{i1} = 1$ yazılabilir.

(2.15) kullanılarak, $X_{i0} = 0$ için $\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta_1 X_{1i} = \alpha + \beta_1(0) = \alpha$

ve $X_{i1} = 1$ için $\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta_1 X_{1i} = \alpha + \beta_1(1) = \alpha + \beta_1$ elde edilir.

Logistik fonksiyon eklenirse ;

$\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = e^\alpha$ ve $\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = e^{\alpha+\beta_1}$ ortaya çıkar.

e^α , 0 gelmesinin bahis oranı,

$e^{\alpha+\beta_1}$, 1 gelmesinin bahis oranıdır.

Bir kategorik bağımsız değişkenli modelde kukla kodlaması yapıldığında üssel kesim referans kategori olarak kabul edilir. Veya sıfırla kodlanmış kategori de referans kategorisidir, bu durumda bütün göstergeler sıfır değerini almıştır. Buna karşılık üstel eğim (1) ile kodlanır ve bahis oranlarındaki değişimi referans kategorisine göre belirlenir.

Eğer ikiden fazla kategorili bir bağımsız değişken varsa o zaman iki karşılaştırma yapılır. Üç kategoride karşılaştırmalar en düşük değere (0) göre yapıldığından değişkenler X_1 ve X_2 olacaktır.

O halde;

$$X_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{eğer birinci durum gerçekleşirse} \\ 0 & \text{diğer bütün durumlarda.} \end{cases}$$

$$X_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{eğer ikinci durum gerçekleşirse} \\ 0 & \text{diğer bütün durumlarda.} \end{cases}$$

X_{i0} ise her ikisinin gerçekleşmediği durumlarda meydana gelir. Bu sadece X_1 ve X_2 nin beraber (0) sifıra eşit olma durumudur.

(2.15) kullanılarak,

$$X_{0i} = 1 \text{ için } \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 = \alpha + \beta_1(0) + \beta_2(0) = \alpha.$$

$$X_{1i} = 1 \text{ için } \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} = \alpha + \beta_1(1) + \beta_2(0) = \alpha + \beta_1.$$

$$X_{2i} = 1 \text{ için } \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} = \alpha + \beta_1(0) + \beta_2(1) = \alpha + \beta_2.$$

Buradan en düşük tahmin edilen log bahis oran değerinin e^α olduğu açıktır. α değeri en düşük seviyedeki olayın tahmin edilen log bahis oran değeridir. β_1 değeri de birinci durum ile en düşük(0) durumun tahmin edilen log bahis oran değeri olan aralarındaki farkı verir. Aynı şekilde β_2 değeri de ikinci durum ile en düşük(0) durumun tahmin edilen log bahis oran değeri olan aralarındaki farkı verir. En sonunda da β_1 ile β_2 farkı ($\beta_1 - \beta_2$), birinci tahmin edilen log bahis oran değeri ile ikincinin arasındaki farkı verir. Eğer β_j sıfırdan anlamlı şekilde farklı çıkarsa, kategori j ile referans kategorisinin log farklarının anlamlı farkını gösterir.

Modelin uyumu için Olabilirlik oran testi uygulanır. Bu test için sıfır hipotezinin kurulması gerekmektedir. H_0 hipotezi log farklarının her kategoride aynı olduğunu söyler. Olabilirlik oran testi kısıtlamaları H_0 hipotezinden gelen sınırlı modelin EÇOK değeri ile sınırlı olmayan modelin (H_1 de belirtilen) EÇOK eğerinin karşılaştırılması ile oluşur. (2.26) ta verilen denklem burada da geçerlidir. Karşılaştırmalar Ki-Kare

kraterine uygundur. Yalnız burada serbestlik derecesi H_0 altında kısıtlanan parametre sayısıdır⁸⁶.

2.4.5.2 Uyum İyiliğinin Özet Ölçümleri

Doğrusal regresyonda uyumun özet ölçümleri uyumun iyileştirilmesi için yapılması gerekli olan artıkların fonksiyonudur ve uyumlu data ile gözlemlenen data arasındaki farktan gelir. Lojistik Regresyonda bu farkı gözlemlemenin çeşitli yolları vardır.

2.4.5.2.1 Pearson Ki-Kare Testi

Gözlemlenen y_i için ham artıklar, $\hat{R}_i = y_j - \hat{y}_i$ olarak ifade edilir. Buradan Pearson artık değeri ham artık değerinin standart hali ile standart sapmanın oranıdır.

$$R_j = \frac{y_j - \hat{y}_j}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{y}_j)}} \quad , j.\text{inci } X \text{ değeri için.}$$

Pearson artık değerleri Pearson Ki-Kare ile ilişkilidir. $X^2 = \sum_j^n R_j^2$ olur⁸⁷.

İkili modelde j.inci X değeri için formu şöyledir;

$$R_j = \frac{y_j - n_j \hat{p}_j}{\sqrt{n_j \hat{p}_j (1 - \hat{p}_j)}} \quad (2.33)$$

y_j ; gözlem sayısıdır (veya $Y=1$ başarı değeri için j. nin X kategorisine giren birey sayısıdır.)

$n_j \hat{p}_j$; tahmin edilen sayıdır.(veya $Y=1$ için j. nin X kategorisindeki tahmin edilen birey sayısıdır.)

$\hat{p}_j$; $Y=1$ için tahmin edilen olasılıktır.

R_j ; Pearson artık değeri

⁸⁶ Gerry P. Quinn, Micheal J. Kenoug, **a.g.e.**, s.388.

⁸⁷ Ulf Olssen, **a.g.e.**, s.56.

Pearson testi modelin dataya uyumunda beklenen değeri 0 olduğundan z-skora benzetilir. Gözlem sayıları binom dağılımı gösterdiğinden Pearson testinin paydası gerçekte standart sapma değeridir. n_j 'de değerinin artması artık değerlerin standart normal dağılıma yaklaşması demektir. Bu yüzden mutlak değeri 2 den fazla olan artık değerlerinde j.inci X değerinde uyum gösterme potansiyeli yoktur denilse de artıklar karşılıklı X değerlerini sınavarak çeşitli seviyelerde uyumdan söz ettirebilirler⁸⁸. Örneğin üç kategorili bir değerlendirmelerde, orta seviyedeki datalar modele uyum gösterirken diğerleri uyum göstermez ise bütün model uyumu yoktur. Gene de bulunanlar tüm modeli değil ama orta kategoridekileri tahmin etme de kullanılabilir.

Doğrusal regresyonda olduğu şekliyle uyumun başka bir yararı da herhangi bir gözlemin modeli ne kadar etkilediği ile ilgilenmesidir. Etki ölçüleri gözlemin kaldırıcı etkisini kapsar. Kaldırıcı etkisi tek bir gözlem için tahmin değişkeninin ortalamadan uzaklığı anlamına gelir. (X ölçeğinde gözlemin sapması). Böylece kaldırıcı etkisi en uç verilerin bile sonuç regresyon modeline potansiyel olarak etkisi olabileceğini gösterir. j inci X değerinin kaldırıcı etkisi h_j ile gösterilsin ve şapka matrisinin j. diyagonalinden elde edilsin. O zaman değeri 0 ile 1 arasındadır. Daha büyük değerler daha fazla uç değerlerin kullanıldığını gösterir. Bu duruma ayarlanmış artıklar formülü kullanılır⁸⁹;

$$\frac{R_j}{\sqrt{1-h_j}} = \frac{y_j - n_j \hat{P}_j}{\sqrt{n_j \hat{P}_j (1 - \hat{P}_j) (1 - h_j)}} \quad (2.29)$$

y_j ; gözlem sayısıdır (veya Y=1 başarı değeri için j. nin X kategorisine giren birey sayısıdır.)

$n_j \hat{P}_j$; tahmin edilen sayıdır.(veya Y=1 için j. nin X kategorisindeki tahmin edilen birey sayısıdır.)

$\hat{P}_j$; Y=1 için tahmin edilen olasılık,

h_j ; Kaldırıcı etkisi,

R_j ; Pearson artık değeridir.

⁸⁸ Yvonne M. M. Bishop, Stephen E. Fienberg, **a.g.e.**, s.124.

⁸⁹ Ulf Olssen, **a.g.e.**, s.56.

Ayarlanmış artık değerleri de normal artık değerler gibi standart normal dağılım gösterirler. İki burada da kriterdir ve ikiden fazla değerlerin çıkması uyum yokluğu anlamı taşımaktadır. Kaldıraç değerinin yüksek olması paydayı düşürür ve ayarlanmış artık değerini artırır. Özel gözlemlerin uç değerler olup olmadığını bağımlı değişken açısından ayarlanmamış artıklar ölçerken, gözlemin bir uç değer olup olmadığı bilgisini bağımsız değişkene dayalı gösteren ayarlanmış artık değeridir.

2.4.5.2.2 Sapma Değerleri

Sapma artıkları (2.28) ve (2.29)'da verilen kestirilen ifadeleri karşılaştırmak için kullanılan D nin karekökü olarak tanımlanır. Burada $y_i=0$ olduğunda kovaryans olarak düşünülür. Bu durumda sapma d ile gösterilirse, $d = \sqrt{-2\ln P_i}$ olur.

$D = \sum_j d^2$ ifadesi (2.28) ile aynı değeri gösterir, $j=n$ olmak koşuluyla. X^2 ve D istatistik dağılımları serbestlik derecesi $J-(p+1)$ olan Ki-kare de model uyumunu test ederler. Burada olabilirlik oran test istatistiğinde doymuş modelin parametresi J iken uyum modelinin parametresi $(p+1)$ dir⁹⁰.

2.4.5.2.3 dfBeta Değerleri

Gözlem etkisinin başka bir ölçüsü de derecelendirilmesidir. Bir gözlem çıkartıldığında kesim ve eğim tahminleri değişebilmelidir. Başka bir ifadeyle kesim ve eğim gözlemle ve gözlem olmadan tahmin edilebilir. İki tahmin arasındaki fark standardize edilir adına dfBeta denir. Gözlem etkili değilse gözlem silindiğinde parametre tahmini değişmez ve dfBeta küçük çıkar. Tam tersi gözlemin etkili olduğu durumda gözlem çıkartılınca tahmin değişir ve dfBeta değeri gözlem bulunan değere göre büyük çıkacaktır. Eğime ait dfBeta değeri kesime ait olandan daha bilgilendiricidir. Eğim parametreleriyle ilgilenilir. dfBeta değerleri sübjektif olup birbirleriyle karşılaştırılırlar. Karşılıklı gözlemlerin kullanılması verilen data setinde hangi değer göreceli olarak büyük olduğunu gösterir. Bütün model uyumu adına X^2 ve G^2 aynı çizgide ilerler. Her iki testte de özel bir gözlem uç değer olarak düşünülüp hem o değerle hem de o değer olmadan bulunup test ederler. Etkili gözlemlerin uyum

⁹⁰ David W. Hosmer, Stanley Lemeshow, **a.g.e.**, s.146-147.

ölçüsünde güçlü değişiklik yaptığı ancak modelde bulunmadıklarında anlaşılır. Bu etki ölçüleri X^2 de delta Ki-Kare, G^2 delta deviance olarak bilinirler⁹¹.

2.4.6 Lojit Modelde Tahmin Değişkenlerinde Etkileşim ve Değişken Seçimi

Lojistik regresyonda birden fazla kategorik tahminci bulunursa bu tahmincilerin birbirleriyle etkileşimleri de modele dahil edilmelidir⁹². Etkileşim için sıfır hipotezi oluşturulmalı ve anlamlı olup olmadığına bakılmalıdır. Burada gene olabilirlik oran testi kullanılır. Anlamlı olmadığı durumlarda tahmincilerin etkisini ayrı ayrı bulmak gerekir. Etkileşimin anlamlı olduğu durumlarda ise regresyon parametreleri çok dikkatli açıklanmalıdır. Bu açıklamalarda Wald testi endeksli seçimler yapılır. Bütün katsayıların sıfıra eşit olup olmadığı hakkında kesin bir yargıya varmadan önce tüm katsayıların teker teker normal dağılıma uygun Wald test istatistikleri değerlendirilerek önem dereceleri incelenebilir. Wald değerine bakarak önemsiz olduğuna karar verilen değişkenler modelden çıkartıldıktan sonra geriye kalan değişkenlerden model oluşturulup tekrar genel modelin istatistik değerine bakılır. Böylece değişkenleri kesin olarak modelden çıkartmak konusunda kesin karar verilebilir.

2.4.6.1 İleriye Doğru Seçim

İleriye doğru seçimde lojistik regresyon denkleminde ilk giren değişken, verilen bir istatistik kriter tarafından ölçülmek suretiyle gruplar arasındaki en iyi ayrımı sağlayanıdır. Bir sonraki adımda fonksiyona giren değişken bahsedilen istatistik kriter tarafından ölçülmek suretiyle lojistik regresyon denkleminde ilave maksimum ayırıcı gücü ekleyen değişkendir. Yöntem, lojistik regresyon denkleminde katılacak ilave değişken kalmayana kadar devam eder⁹³.

⁹¹ Alan Agresti, **a.g.e.**, s.225.

⁹² Douglas A. Lind, William G. Marchal ve Samuel A. Wathen, **Statistical Techniques in Business and Economics**, 15th ed, New York, McGraw Hill, 2012, s.540

⁹³ Douglas A. Lind, William G. Marchal ve Samuel A. Wathen, **a.g.e.**, s.544.

2.4.6.2 Geriye Doğru Seçim

Geriye doğru seçim lojistik regresyon denkleminde tüm değişkenlerin bulunmasıyla başlar. Her bir adımda verilen istatistik ölçüt tarafından ölçülmek üzere ayırıcı güçte en az miktarda azalmayı sağlayacak olan değişken çıkarılır. Yöntem, daha fazla değişken atılamayana kadar devam eder⁹⁴.

2.4.6.3 Adım Adım Seçim

Adım adım seçim, ileriye ve geriye doğru seçim yöntemlerinin bir bileşimidir. Lojistik regresyon denkleminde hiçbir değişken yokken başlar, sonra her adımda bir değişken eklenir ya da çıkarılır. Lojistik regresyon denklemindeki bir değişken kullanılan istatistik kriter ölçümlerine göre ayırıcı güçte anlamlı bir artışı sağlayamazsa atılır. Eğer ilgili adımda herhangi bir değişken atılmazsa o zaman istatistik kriter göre anlamlı en fazla ayırıcı gücü ekleyen değişken lojistik regresyon denklemine katılır. Eğer verilen adımda lojistik regresyon denklemine değişken eklenmiyor veya çıkarılmıyorsa işlem durur⁹⁵.

2.4.7 Modellerin Karşılaştırılması

Lojistik regresyonda regresyon analizindeki R^2 istatistiğine benzeyen ve geniş kabul gören bir istatistik bulunmamaktadır. R^2 , bağımlı değişkenin açıklanan varyansının yüzdesini göstermekte, ancak lojistik regresyon analizinde bağımlı değişkenin varyansı bu değişkenin olasılık dağılımına (frekans dağılımına) bağlıdır. Diğer bir anlatımla iki gruplu bir bağımlı değişkenin varyansı grup frekansları eşit olduğu zaman maksimum olacaktır. Bu nedenle regresyon analizindeki R^2 değeri ile lojistik regresyon analizindeki R^2 değerini karşılaştırmak uygun değildir. Bununla birlikte literatürde lojistik regresyon analizi için birkaç R^2 istatistiğine yer verilmektedir⁹⁶. Bu istatistikler modelin uygunluğunun değerlendirilmesinde kullanılmaktadır.

⁹⁴ Douglas A. Lind, William G. Marchal ve Samuel A. Wathen, **a.g.e.**, s.544.

⁹⁵ Jeff Miller, Patricia Haden, **a.g.e.**, s.189.

⁹⁶ SPSS Türkiye, **SPSS İstatistiksel Analizler, Öngörüsöl Karar Destek ve Veri Modelleme Eğitimi, İstanbul, SPSS yazılım**, 2011, s.428,432.

Cox ve Snell R^2 : Olabilirlik esasına göre çoklu R^2 istatistiğine benzemektedir. İstatistiğin maksimum değerinin genelde 1'den küçük olması bu istatistiğin yorumunu güçleştirmektedir.

Nagelkerke R^2 : Cox ve Snell R^2 istatistiğinin 0 – 1 aralığında değerler almasını sağlamak amacıyla geliştirilmiştir⁹⁷.

2.5 Yuvalı (Nested) Lojit Modeli

Standart lojit modeli birbirinden ilgisiz alternatiflerden bağımsızlık gösterir ki bu durum alternatifler arası yer değiştirmeye olanak sağlar. İlgisiz Alternatiflerden Bağımsızlık (IIA) özelliği modele empoze edilen bir kısıt veya iyi belirlenmiş bir modelin doğal sonucu gibi gözükse de yarar temsilcisinin tüm korelasyon kaynaklarını göstermesi açısından önemlidir. Burada da yuvalı lojit modeli, Lojit model ailesinin en yaygın kullanım alanı bulan üyesidir. Bu model pek çok varyasyonu içine alan durumlara uygundur. Bu alanlara ulaşım, telekomünikasyon, enerji ve emlak sahaları girer. Bu modelin kullanılabilirliği basit fonksiyonel yapısı ve olası altkümeler setinin zenginliği ile artar. Seçim yapanın pek çok alternatifle yüzleştiği ve bu alternatiflerin alt gruplara ayrılma durumları olduğunda yuvalı (nested) lojit model kullanılabilir. Her bir alternatifin alt grubunu oluşturan her bir başka alternatife de yuva adı verilmektedir⁹⁸.

Yuvalı lojit modelin aşağıdaki iki özelliği sağlaması gerekir:

1. Aynı yuvada bulunan herhangi iki alternatif için, olasılıkların oranı özelliklerinden veya diğer tüm alternatiflerin varlığından bağımsızdır. Bu durum her bir yuva için IIA durumunun sağlanması demektir.
2. Farklı yuvalarda bulunan iki alternatif için, olasılıkların oranı iki yuvada bulunan başka alternatiflerden bağımsızdır. Farklı yuvalarda bulunan alternatifler IIA'yı sağlamazlar.

Bir örnekle açıklarsak, McFadden (1974)'de geçen ulaştırma modelinin küçük bir örneğini verelim.

Bir kişi işe gitmek için iki seçeneğe sahiptir: A-otomobil ile ve B-Toplu taşıma araçlarıyla.

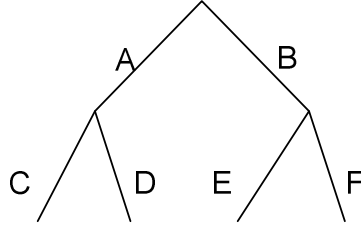
⁹⁷ Andy Field, **Discovering Statistics Using SPSS**, 3rd Ed., Dubai, Sage, 2009, s.304-309

⁹⁸ Kenneth E. Train, **a.g.e.**, s.77.

A-Otomobil için iki durum vardır; C-kendi arabası, D-başkasının arabası

B-Toplu taşıma içinde iki durum söz konusudur; E-Otobüs, F-Metro.

Bütün durumların ağaç şeması yuvalı (nested) modelin kullanımını daha da açıklayacaktır. (Şekil 3)



Şekil 3: Yuvalı Lojit için Ağaç Şeması

2.6 Probit Model

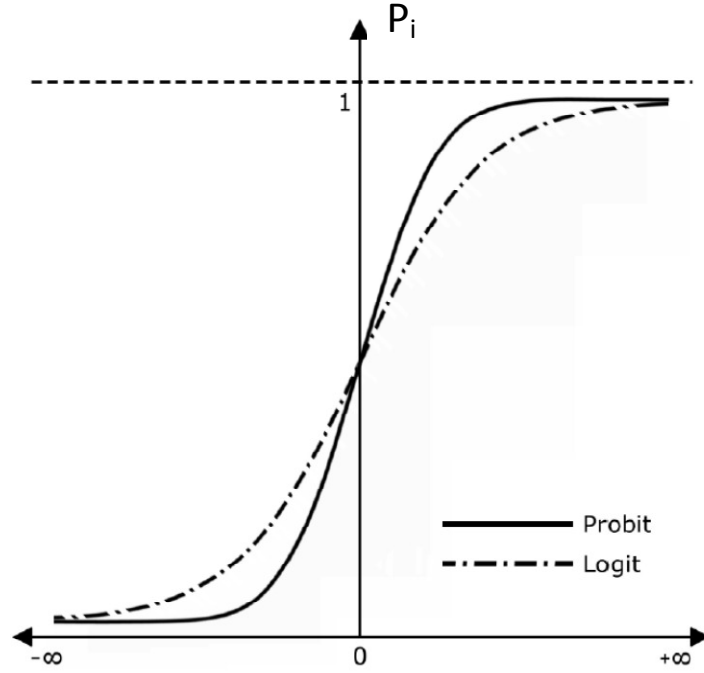
Biyolojik araştırmalardan ve diğer bilimlerden elde edilen verilerin normal dağılmasının kanıtlanması 1950'li yıllardan beri probit analizinin kullanımını arttırmıştır. Bağımlı değişkenlerin, özellik belirten bağımlı değişken (iki veya daha fazla düzeyli) olmaları ve normal dağılması durumlarında probit modele ihtiyaç duyulmaktadır. Probit model, birikimli normal dağılım fonksiyonunu kullanır. Bağımlı değişkenin iki düzeyli olma durumunda kullanılan diğer bir model de probit modelidir⁹⁹.

$$F(Z) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{Z_0} e^{\frac{-1(Z-\mu_Z)^2}{2\sigma^2}} dZ \quad (2.30)$$

(2.30) fonksiyonu birikimli normal dağılım fonksiyonudur. Burada gösterilen Z_0 , Z 'nin belli bir değeridir. Z değişkeni μ_Z ortalama ve σ^2 varyansla normal dağılır.

Probit model parametreleri bakımından doğrusal, olasılık bakımından doğrusal olmayan bir istatistiksel yöntemdir. İncelenen bağımlı değişken nitel, açıklayıcı bağımsız değişkenler nitel veya nicel olabilmektedir.

⁹⁹ A.H. Studenmund, a.g.e.,s.448.



Şekil 4: Probit ve logit modelin birikimli dağılım olarak karşılaştırılması

Probit modelin, lojit modelden başlıca farkı, kullanılan dağılım fonksiyonundan kaynaklanmaktadır. Lojit model lojistik birikimli dağılım fonksiyonu kullanılırken, probit model normal birikimli dağılım fonksiyonu kullanılır. Bunun nedeni probit modelde, temel bağımlı değişkenin (y bağımlı değişkeninin iki düzeyli hale getirilmemiş hali) normal dağıldığı varsayılırken, lojit modelde bu değişken lojistik eğri şeklinde dağılmaktadır¹⁰⁰. Probit modelinin yerine lojit modelinin seçilmesinin temel nedeni, lojit modelin, probit modele göre daha iyi sonuçlar ürettiği düşüncesidir. Aralarındaki fark dağılım Şekil 4'te görülebilmektedir. Dolayısıyla iki model arasındaki seçim bir matematiksel kolaylık ve eldeki bilgisayar yazılımı seçimidir. Bu bakımdan, lojit modeli genellikle probit modeline yeğ tutulur¹⁰¹.

¹⁰⁰ John H. Aldrich, Forrest D. Nelson, **Linear Probability, Logit, and Probit Models**, Londra, 1984, s.42-44.

¹⁰¹ Damodar N. Gujarati, **a.g.e.**,2009, s.546.

2.7 Multinomial Lojit Modeli

Lojit modelden kavramsal olarak farkı olmayan multinomial lojit modeller, lojit modelin genişletilmiş halidir. Lojit model iki alternatifi düşünürken multinomial lojit model ikiden fazla alternatifin aynı anda düşünülmesine imkan sağlar. Aynı lojit modelde olduğu gibi bir seferde iki çıktının kategorisi karşılaştırılır. Burada lojit modelden farkı, çıktıların ikiden fazla kategorisinin olmasıdır, o zaman kategoriler arası birden fazla karşılaştırma var demektir. Çok kategorili modeller bütün ikili lojitler için sırasıyla ve ayrı ayrı etkili parametre tahmini ve parametre yorumu yapmakta kullanılırlar. Lojistik regresyonda çıktı ikili (binary) olduğundan cevap değişkeni iki kategorili olup binom dağılımını verir. Y- cevap değişkeni çok kategorili regresyon modelinde ise multinomial dağılım gösterir. J toplam çıktı kategorisi ve her bir kategori j indisi ile gösterilsin. Multinomial lojit modelinde cevap değişkenleri nominal ve ordinal düzeyde olabilirler¹⁰². Bu durumda j.çıkıtı için olasılık P_j olur. ($j=1,2,...,J$) . Belirli X tahmin değişkeni için $P_j = P(Y = j|X)$ ve $\sum_j P_j = 1$ olsun. J kategoriye sahip Y bağımlı değişkeninin multinomial olasılıkları şu şekilde yazılır: $\{P_1, P_2, \dots, P_J\}$. Çok kategorili nominal sonuçlu lojit modeller aynı anda bütün C(J,2) kategori ikilileri için log bahis oranlarını tanımlarlar. Bunu yaparken (J-1) tane seçim yapılırken kalanın bir anlamı yoktur. Lojitlerin oluşturulması j.inci çıktının log bahis oranlarına göre olur. Genelde son kategori referans olarak kabul edilse de isteğe bağlı değiştirilebilir.¹⁰³ Doğal bir referans kategorisi olmadığında yanıt kategorilerin içinde prevalansı en yüksek kategori referans alınır uygun olur.

Her bir kategori için lojit yazılırsa,

$$\ln \frac{P_j}{P_J}, j = 1, 2 \dots J \quad \text{ve referans kategorisi J olmak üzere bütün kategorilerde}$$

lojitler yazılırsa,

$$\ln \frac{P_1}{P_J}, \ln \frac{P_2}{P_J}, \dots, \ln \frac{P_{J-1}}{P_J} \quad \text{olur.}$$

¹⁰² Bayo Lawal, **Catagorical Data Analysis with SAS and SPSS Applications**, USA, Lawrance Elbaum Associates, 2003, s.353-354.

¹⁰³ Alan Agresti, **a.g.e.**, s.268.

$\ln \frac{P_J}{P_J}$ ifadesi sıfıra (0) eşitlendiğinden yazılmaz, zaten referans kategorisinin lojit değeri anlamlı değildir.

$J = 2$ için bu oran çok bilinen bir hal alır:

$$\ln \frac{P_1}{P_2} = \ln \frac{P_1}{1-P_1}$$

Lojistik regresyonda bahis oranlarının elde edildiği formüldür. Çok kategorili lojistik modeli $X_1, X_2, \dots, X_p$ tahmin değişkenlerine bağlı olarak j çıktısının bahis oranlarının, J çıktısı referansına göre tahmin edilmesi;

$$\ln \frac{P_j}{P_J} = \alpha_j + \beta_{j1}X_1 + \beta_{j2}X_2 + \dots + \beta_{jp}X_p \quad (2.31)$$

şeklinde dir.

$J - 1$ tane lojit kullanılır, J tane kullanılırsa daha önce de belirtildiği gibi son model $\ln \frac{P_J}{P_J} = \ln 1 = 0$ olur. Bunun anlamı lojit için model parametresinin sıfır(0) olması demektir. Her lojit için farklı parametrelere izin verildiğinden her bir kategori çıktısının kendi tahmin denkleminin olması gerekir.

Şekli ve yorumlanması lojistik modellerle pek çok benzerlikler gösterse de çoklu kategorilerde tahmin algoritmaları bütün ($J-1$) modelin aynı anda parametreler için en küçük standart hatalarını verir. ($J-1$) modellerinin ayrı ayrı uyumlarını ve bütün ($J-1$) modellerin uyumunu göstermesi de avantajıdır. Eş zamanlı tahminin bir başka avantajı da herhangi iki bahis oranları tahmin edilen parametreler kullanılarak doğrudan modellenebilmesidir. Örnek olarak b çıktısına göre a çıktısının bahis oranını tahmin etmek için sadece a çıktısının lojiti ve b çıktısının lojiti yeterlidir.

$$\begin{aligned} \ln \frac{P_a}{P_b} &= \ln \frac{P_a/P_J}{P_b/P_J} = \ln \frac{P_a}{P_J} - \ln \frac{P_b}{P_J} \\ &= (\alpha_a + \beta_{a1}X_1 + \beta_{a2}X_2 + \dots + \beta_{ap}X_p) - (\alpha_b + \beta_{b1}X_1 + \beta_{b2}X_2 + \dots + \beta_{bp}X_p) \\ &= (\alpha_a - \alpha_b) + (\beta_{a1} - \beta_{b1})X_1 + \dots + (\beta_{ap} - \beta_{bp})X_p \end{aligned} \quad (2.32)$$

(2.32) den anlaşılacağı şekliyle parametreler bulunur ve ilgili lojitin parametre yorumları (J-1) tane lojit içinden son kategori referans alınarak elde edilir.¹⁰⁴

Referans kategorisi J olsun. j kategori çıktılarının bahis oranları tahmin edilsin. İlk adım (2.31) in üstel değerini almaktır;

$$\frac{P_j}{P_J} = \exp(\alpha_j + \beta_{j1}X_1 + \beta_{j2}X_2 + \dots + \beta_{jp}X_p) \quad (2.33)$$

Bütün olasılıklar toplansın,

$$\frac{P_1}{P_J} + \frac{P_2}{P_J} + \dots + \frac{P_{J-1}}{P_J} + \frac{P_J}{P_J} = \frac{1}{P_J} = \sum_{j=1}^J \frac{P_j}{P_J} \text{ elde edilir.}$$

(2.33) ten yararlanarak,

$$P_j = \left(\frac{P_j/P_J}{1/P_J} \right) = \left(\frac{P_j/P_J}{\sum_{j=1}^J P_j/P_J} \right) = \frac{\exp(\alpha_j + \beta_{j1}X_1 + \beta_{j2}X_2 + \dots + \beta_{jp}X_p)}{\sum_{j=1}^J \exp(\alpha_j + \beta_{j1}X_1 + \beta_{j2}X_2 + \dots + \beta_{jp}X_p)} \quad (2.34)$$

olur.

Kategori j' nin tahmin edilen olasılığı(P_j) ; kategori (j) ile bütün lojitlerin toplamına oranıdır.

2.7.1 Multinomial Lojit Varsayımları

Lojit modelin genişletilmiş hali olan multinomial lojit modelde kesikli seçim setinde olan üç özelliği sağlanmalıdır; (i)Yapılan seçenek öbürüne engel olmamalıdır. Bir seçeneği seçmek demek bir başkasını da seçmek demek olmamalıdır. Dışarıda hiç bir alternatif kalmamalıdır. (ii)Seçmen ancak alternatifler arasından seçim yapmalı başka bir seçim yapma gibi şansı kalmamalıdır. (iii)Seçenek sayısı sayılabilir olmalıdır. Araştırmacının alternatifleri sayarak bitirebilmesi gerekmektedir. Ayrıca bağımlı değişken sınıflanabilir (nominal, ordinal) olmalıdır. Kestiriciler sürekli olamamalı, belirli ve de az sayıda düzeye sahip olmalıdır. Rassal bileşenin multinomial dağılımda olması gerekmektedir.

¹⁰⁴ David W. Hosmer, Stanley Lemeshow, **a.g.e.**, s.261.

2.7.1.1 İlgisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı Varsayımı

Her iki i ve k alternatifleri için lojit olasılığının oranı (2.34)'ten yararlanılarak yazılırsa:

$$\frac{P_{ni}}{P_{nk}} = \frac{e^{V^{ni}} / \sum_j e^{V^{nj}}}{e^{V^{nk}} / \sum_j e^{V^{nj}}} = \frac{e^{V^{ni}}}{e^{V^{nk}}} = e^{V^{ni} - V^{nk}}, V^{ni} : n \text{ kişinin, i. inci alternatifinin model}$$

denklemdir.

Bu oran sadece i ve k alternatifleri içindir, başka alternatiflere bağlı değildir. Bunun açılımı k ya göre tek bir i seçimi vardır ve başka uygun alternatiflerin varlığı önemsizdir. Veya başka alternatiflerin özellikleri sorun oluşturmamaktadır. i ve k dışındaki alternatiflerden bağımsız olduğundan İlgisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı (Independence of Irrelevant Alternatives) denilmiştir. Multinomial lojit modelde İlgisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı (IIA) varsayımının olduğu kabul edilir. Bir başka ifadeyle çoklu lojit modelin kullanılabilmesi için IIA özelliğinin sağlanması gerekmektedir. IIA sağlandığında bahis oranları uygun ve diğer çıktıları bağımlı değildir. Burada farklı alternatif çıktıları ilişkisizdirler. Bunun anlamı çıktı ekleme veya çıkarımında kalan çıktılar arasında bahis oranlarının etkilenmeyeceğidir. Kısaca iki alternatifin seçilme olasılıklarının (bahis oranlarının) diğer alternatiflerden bağımsız olduğu ve aralarında korelasyon olmadığı varsayılır. Alternatiflerin birbirlerini tamamlama eğilimleri arttıkça alternatiflerin bağımsızlık prensibinin reddedilme olasılığı artar¹⁰⁵. IIA özelliği bazı seçim durumlarında gerçekçi olurken, bazı durumlara da uyumsuzdur. Chipman (1960) ve Debreu(1960) ilk olarak bu savı ortaya atmıştır. Bir kişinin televizyon kaşısına geçtiğinde iki kanalı seçme şansı olsun. Kanal H- haber yayını yapan bir televizyon kanalı ve Kanal S1- Spor yayını yapan bir kanal olursa televizyon izlemek isteyen bu kişi ya haber ya da spor kanalını tercih edecektir. Çok basit bir yaklaşımla her iki modun temsili yararı aynıdır denir. Seçim olasılıkları eşittir: $P_H = P_{S1} = \frac{1}{2}$, P_H ; Haber ve P_{S1} ; Spor kanalının olasılıklarıdır. Bu durumda seçim olasılıkları oranı birdir. $P_H/P_{S1} = 1$. Yeni bir spor kanalı yayına başladığında aynı türden yayın yapıldığından kanallar arası fark görülmez ve seçme olasılıkları eşit olur. Bahis oranları bir olur:

¹⁰⁵ Peter Kennedy, **A Guide to Econometrics**, 5. Ed, Cambridge, Mit Press, 2003, s.262.

$P_{S1}/P_{S2} = 1$, P_{S1} Spor1 kanalının ve P_{S2} Spor2 kanalının olasılıklarıdır. Lojit Model de P_H/P_{S1} oranı aynıdır. Başka bir alternatifin olması veya olmaması etkilemez. Lojit modelin öngördüğü olasılıklar şöyledir:

$$\frac{P_H}{P_{S1}} = 1 \quad , \quad \frac{P_{S1}}{P_{S2}} = 1 \quad \text{ve} \quad P_H = P_{S1} = P_{S2} = \frac{1}{3} .$$

Gerçek hayatta yeni bir spor kanalının haber kanalını seçme ihtimalini değiştirmemesi beklenir. Bu durumda spor kanallarını seçme olasılıkları değişecektir. Yani spor veya haber kanallarını seçenlerin olasılıkları şöyle olacaktır;

$$P_H = \frac{1}{2} \quad \text{ve} \quad P_{S1} = P_{S2} = \frac{1}{4} .$$

Bu durumda, IIA özelliğinden dolayı, spor kanallarını seçme ihtimali beklenenin üzerinde, haber kanalını seçme ihtimali de beklenenin altında olacaktır. Multinomial lojit model de aynı kalması gereken haber ile spor kanallarının bahis oranları Spor2 kanalının gelmesiyle değişecektir.

IIA özelliğinin geçerli olup olmadığını sınavan iki test vardır. Birinci test Hausman ve Mc Fadden tarafından geliştirilen Hausman testidir, ikinci test ise Small-Hsiao testidir¹⁰⁶. IIA' nın çeşitli durumları için bu iki testte uygulanabilir. Multinomial lojit modelde referans kategorisi dışında kalan J alternatif için (J-1) durum hesaplanarak sınırlandırılmış model formu oluşturulur. Referans kategorisi değiştirilerek test hesaplanabilir ve ilk alınan referans kategorisi bile dışlanabilir. Testin sonuçlarının farklı oluşu kestirimde bulunulan modelde alınan referans kategorisine göre değişkenlik gösterir. Her iki testte de genel olarak alternatiflerden bir veya daha fazlası çıkarıldığında, geri de kalan alternatiflere ait parametrelerde anlamlı bir değişiklik olup olmadığına bakılır. Test istatistiği yüksek değerler aldığında alternatiflerin bağımsızlığı prensibi reddedilir. Böyle durumlarda multinomial lojitten başka lojit modellerine, yuvalı lojit gibi geçiş yapılması uygun olur¹⁰⁷.

¹⁰⁶ Hausman, J. ve Mc Fadden, D., "Specification Tests for the Multinomial Logit Model", **Econometrica**, Vol.52, No.5, 1984, s.1219-1240.

¹⁰⁷ William H. Greene, **Econometric Analysis**, 5th Ed, New Jersey, Pearson Education, 2003, s.725.

2.7.1.2 Multinomial Dağılım

Nominal bağımlı Y değişkeninin k kategorili olduğu varsayalım. O zaman ortaya çıkabilecek değerler; $y_1, y_2, \dots, y_k$ olacaktır. Burada herhangi bir sıralama yoktur, nominal yapıda kategoriler oluşturulmuştur. Bu değerler tek bir nominal değişkenin gözlemleri veya çok değişkenli kontenjans tablo gözelerindeki gözlemler olabilirler. Bu durumda Y' nin çeşitli kategori değerlerine bağlı olarak olasılıkları da sırasıyla, $P_1, P_2, \dots, P_k$ olarak yazılır. Y' den n adet bağımsız gözlem yapıldığı düşünülürse, n_1 gözlem için olasılık $Y=y_1$, n_2 gözlem için $Y=y_2$ olacaktır. Böyle bütün n'ler için yazılırsa;

$$P(n_1, n_2, \dots, n_k | n) = \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_k!} P_1^{n_1} P_2^{n_2} \dots P_k^{n_k} \quad (2.35)$$

Toplam örneklem büyüklüğü, $n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$ olarak alınmıştır.

$k=2$ için (2.35) dağılımı binom adını da alırsa da daha büyük değerler için multinomial dağılımdır¹⁰⁸. Multinomial dağılım çok değişkenli bir dağılım olup bağılı dağılımları, $y_1, y_2, \dots, y_k$, da tanımlar. Üstel aile dağılımlarının çok değişkenli genel hali şeklindedir. k'nın 2 den fazla olduğu durumlarda, $k=1, \dots, t$ tane bağımsız multinomial alınsın ve k.ıncı s_k olası çıktı olsun. Burada n_{km} ' ler çarpım multinomial dağılımı adını alır. Bağımsızlıktan dolayı olasılık şöyledir;

$$P(n_{km}) = P(n_{km} = \prod_{k=1}^t \left(\frac{N_k!}{\prod_{m=1}^{s_k} P_{km}!} \right) \prod_{m=1}^{s_k} (P_{km})^{y_{km}}, \text{ bütün } k \text{ değerleri için}$$

$$y_{km} \geq 0 \text{ ve } y_{k1} + y_{k2} + \dots + y_{ks_k} = N_k \text{ olduğu durumlarda geçerlidir}^{109}.$$

2.7.1.3 Örneklem Genişliğinin Belirlenmesi

Lojit modellerde istatistiksel çıkarımlar örneklem istatistiğinin asimptotik işleyişine dayanır. Asimptotik işleyiş örneklem hacminin artmasıyla doğru orantılıdır. Örneklem hacmine ne kadar fazla olursa asimptotik özellikler o derece geçerlidir. Bu sebeple kontenjans tablolarında örneklem değerlerinin bir parçası olan göze değerleri

¹⁰⁸ Ulf Olssen, **a.g.e.**, s.79.

¹⁰⁹ Ronald Christensen, **Log-Linear Models and Logistic Regression**, 2nd Ed., New York, Springer, 1997, s.17.

5'ten fazla olmalıdır. Değerler 5'ten az olursa seyrek tablolar elde edilir bunun anlamı da olası modeller kurulsa da sonuçların güvenli testlerle sınanmaya ihtiyacı olduğudur. Bu tür durumlarda gözlem sayısı artırılır veya benzer iki kategori birleştirilir. Gözelerde hiç değer olmamasının iki nedeni vardır; yapısal ve örneklemisel. Yapısal sıfırların örneklem hacmi ile ilgisi yoktur. Çapraz sınıflanan değişkenlerin mantıklı olmayan eşleşmelere maruz kalmasıdır. Bu gözelerle kazayla boş olan gözeler de denir. Örneklem sıfırları ise daha sık karşılaşılan ve çözümlemesi daha zor olan bir problemdir. Zorunlu boş gözeler de denir. Örneklemde ilgili göze için hiç bir bilgi olmamaktadır ve örneklem yetersizliği söz konusudur¹¹⁰. Serbestlik derecesi bu tip hücrelerden olumsuz yönde etkilenir. Yapısal sıfırlar göz ardı edilip diğer gözelerle model geliştirilip çözümlemeye gidilse de örneklem sıfırlarında bu geçerli olmaz ve çözümlemeye başlamadan sabit bir değer eklenmesi gerekir.

2.7.2 Multinomial Lojit Modelde En Çok Olabilirlik Kestirim Yöntemi

Multinomial lojit modellerde EÇOK, modeli diğerlerinden ayıran J-1 tane denklemin ve $\{P_1, P_2, \dots, P_J\}$, hepsine aynı anda en çok olabilirlik göstermesidir.

$Y_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{ij})$, $i = 1, 2, \dots, n$ için, i konusunda çoklu çıktıları gösterebilir.

$Y_{ij} = 1$, j kategorisinin yanıtı ise $Y_{ij} = 0$ diğer tüm durumları gösterir. Bu durumda $\sum_j P_j = 1$ şartı sağlanır.

$X_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip})$, $i = 1, 2, \dots, n$ için, i konusunda tahmin değişkenlerini gösterebilir,

$\beta_i = (\beta_{i1}, \beta_{i2}, \dots, \beta_{ip})$, $i = 1, 2, \dots, n$ için, i konusunda J.inci lojit için parametreler olsun.

$P_j = 1 - (P_1 + P_2 + \dots + P_{j-1})$ ve $Y_{ij} = 1 - (Y_{i1} + Y_{i2} + \dots + Y_{i,j-1})$ olduğundan

Denklemin doğal logaritması alınır,

$$\ln[\prod_{j=1}^J (P_j)^{Y_{ij}}] = \sum_{j=1}^{J-1} Y_{ij} \ln P_j + (1 - \sum_{j=1}^{J-1} Y_{ij}) \ln[1 - \sum_{j=1}^{J-1} P_j]$$

¹¹⁰ Peter McCullagh, John A. Nelder, **a.g.e.**, s.80.

$= \sum_{j=1}^{J-1} Y_{ij} \ln \frac{P_j}{1 - \sum_{j=1}^{J-1} P_j} + \ln[1 - \sum_{j=1}^{J-1} P_j]$ elde edilir. Buradan referans kategorisi lojitlerinin multinomial dağılımın doğal parametreleri olduğu sonucu çıkar. n-bağımsız gözlem olduğun varsayılın. Yukarıda en son ifade de $\alpha_j + \beta_j X$ yerine $\ln P_j$ yazılın. İkinci terimde de $P_j = 1/[1 + \sum_{j=1}^{J-1} \exp(\alpha_j + \beta_j X)]$ yerine yazılıp log-olabilirlik uygulansın¹¹¹,

$$\begin{aligned} & \ln \prod_{i=1}^n [\prod_{j=1}^J (P_j)^{Y_{ij}}] \\ &= \sum_{i=1}^n \{ \sum_{j=1}^{J-1} Y_{ij} (\alpha_j + \beta_j X) - \ln [1 + \sum_{j=1}^{J-1} \exp(\alpha_j + \beta_j X)] \} \\ &= \sum_{j=1}^{J-1} \left[\alpha_j (\sum_{i=1}^n Y_{ij}) + \sum_{k=1}^p \beta_{jk} (\sum_{i=1}^n X_{ik} Y_{ij}) \right] - \sum_{i=1}^n \ln [1 + \sum_{j=1}^{J-1} \exp(\alpha_j + \beta_j X)]. \end{aligned}$$

β_{jk} için yeterli istatistik $i = 1, 2, \dots, n$ ve $j = 1, 2, \dots, J-1$ ve $k = 1, 2, \dots, p$ dir.

α_j için yeterli istatistik $\sum_{i=1}^n Y_{ij} = \sum_{i=1}^n X_{i0} Y_{ij}$, $X_{i0} = 1$ (kategori j de çıktıların toplam sayısıdır.)

Olabilirlik denklemleri beklenen değerlerine göre yeterli istatistiklere denktirler. Log-olabilirlik konkavdır ve Newton-Raphson metodu da EÇOK parametre tahminlerine yığılır. Bu parametre tahminlerini yapabilmek için Newton-Raphson algoritmaları veya Skorum prosedürleri kullanılır. Bu işlemler prensipte basit görünse de verilerin çokluğu ve bazen de yetersizliği hesaplamalarda zaman kaybına neden olur. Tek değişkende hesaplamalar kolay olsa da değişken sayısı arttıkça bu hesaplamalar karmaşılaşır. Büyük ölçekli örneklem tahmincileri normal dağılımlıdır. Asimptotik standart hataları bilgi matrisinin diyagonal elementinin kareköküdür¹¹².

Pek çok yazılım programı multinomial lojite uyumludur. Fakat bazıları da uyum göstermez. Alternatif uyum yaklaşımı iki lojit modellemelerinin J-1 ikililerinden oluşan ikili modellerin ayrı ayrı karşılaştırılmasıdır. İkili modelde J=1 için tek bir karşılaştırma vardır. Sadece kategori 1 de veya kategori J de alınan sonuçları kullanarak α_1 ve β_1 tahmin edilir. Veya modelde sadece kategori 2 ve kategori J kullanılarak α_2 ve

¹¹¹ Alan Agresti, **a.g.e.**, s.273.

¹¹² Fahamet Akın, **a.g.e.**, s.92-93

β_2 tahmin edilir. Bu durum J-1 e kadar ayrı ayrı lojit modellerin uyumuna bakılır. Bir lojit modelin sadece iki cevap kategorilerde kullanılan dataya uyumu bilinen lojit modelin sınıflandırılmış olan bu kategorilerden birine koşullu uyumuyla aynıdır. Örneğin j.inci referans kategori lojit aslında koşullu olasılıkların lojittir.

$$\ln \frac{P_j / (P_j + P_j)}{P_j / (P_j + P_j)} = \ln \frac{P_j}{P_j}.$$

Ayrılmış uyum tahminleri aynı anda J-1 adet lojitin uyumu için yapılan en çok olabilirlik kestirimlerinden farklıdır. Ayrılmış uyum tahminleri hem daha az etkilidirler hem de daha büyük standart hata yapmaya meyillidirler. Referans kategorisi iyi seçilirse etki kaybı az olacaktır ¹¹³.

2.7.2.1 Gradyan ve Hessian Matrisleri

Genel log-olabilirlik fonksiyonun formu düşünölsün;

$$LL(\beta) = \sum_{n=1}^N \frac{\ln P_n(\beta)}{N}$$

$P_n(\beta)$; Karar verici n için gözlem çıktısının olasılığı, N örneklem büyüklüğü,

β ; K x 1 'lik parametre vektörüdür.

Log-olabilirlik fonksiyonu N ile bölünerek, Log-olabilirlik fonksiyonunun (LL) örneklemde ortalama log-olabilirlik olduğı da ifade edilir. En çok olabilirlik kestirimlerinde amaç $LL(\beta)$ 'yi maksimum yapan β değerini bulmaktır. LL'nin daima negative değerli olduğunu belirtmek gerekir. Olabilirlik fonksiyonu olasılık olduğundan 0-1 arası değerler alabilmektedir. Bu değerler arasında logaritma değerleri daima negatiftir. Nümerik anlamda fonksiyonun maksimum değere gelmesi, fonksiyonun artarak ilerlemesi ve artacak daha fazla değeri olmama konumuna gelmesi demektir. Genel yöntem bir β_0 değerinden başlayıp bir değere ulaşmak sonrasında ise adım veya

¹¹³ C.B. Begg, R.Gray, "Calculation of Polychotomous Logistic Regression Parameters Using Individualized Regressions", **Biometrika**, Vol.71, 1984, s.11-18.

iterasyonla yeni $LL(\beta)$ değerleri bulmaktır. Bu yeni değerler parameter değerleridir ve her bir adımda bir önceki değerden daha yüksek değerlikte olmak zorundadır. β' nin değerini β_t olarak aldığımızda t adım başlangıç değerinden ilerlenmiş demektir.

β_t 'nin değişim eğimi, $LL(\beta)$ 'nin β_t 'ye göre birinci dereceden türevinin vektörüdür. Bu vektöre gradyan vektörü denir ve g_t ile gösterilirse;

$$g_t = \left(\frac{\partial LL(\beta)}{\partial \beta} \right) \text{ olur.}$$

Bu vektör olabilirlik fonksiyonun değer olarak artmasını gösterir.

İkinci türevlerin matrisinin genel adı da Hessian matrisidir. Bu durumda H_t yi $LL(\beta)$ 'nin β_t 'ye göre ikinci dereceden türevinin vektörüdür ve şöyle gösterilir;

$$H_t = \left(\frac{\partial g_t}{\partial \beta'} \right) = \left(\frac{\partial^2 LL(\beta)}{\partial \beta \partial \beta'} \right) \text{ olur.}$$

Değişim eğiminin veya gradyan vektörünün boyutları $K \times 1$ olduğundan Hessian'ın boyutları $K \times K$ olur.

Her iki vektörde Newton-Raphson prosedüründe kullanılmaktadır. Prosedürün kaç adım ilerlemesi gerektiğini Hessian vektörü, hangi yönde ilerlemesi gerektiğini de gradyan vektörü açıklar.

2.7.2.2 Newton-Raphson

Pek çok maksimum değer bulma algoritmaları geliştirilse de en çok kullanılan tek boyutlu kök bulma algoritmalarından biri Newton yöntemidir. Newton-Raphson yöntemi olarak da literatürde geçer. Bu yöntemde fonksiyonla birlikte birinci türevi kullanılır. Aslında bu iteratif yöntem ilgili fonksiyona ilişkin Taylor serisinin ilk birkaç terimini kullanan bir kök bulma algoritmasıdır. Bu iterasyonda istenen kökü bulma adına keyfi başlangıç tahmini yapılması gerekmektedir. Daha sonraki işlem ise tekrarlanan sınırının bulunmasıdır¹¹⁴.

¹¹⁴ Kenneth E. Train, **a.g.e.**, s.325

β_{t+1} 'in en iyi deęerinin bulunması $LL(\beta_{t+1})$ de $LL(\beta)$ 'ye gre ikinci basamaktan Taylor serisini uygulamaktan geer.

$$LL(\beta_{t+1}) = LL(\beta_t) + (\beta_{t+1} - \beta_t)'g_t + \frac{1}{2}(\beta_{t+1} - \beta_t)'H_t(\beta_{t+1} - \beta_t) \quad (2.36)$$

$LL(\beta_{t+1})$ 'e yakınsayan β_{t+1} 'in maksimum deęeri bulunabilir;

$$\frac{\partial LL(\beta_{t+1})}{\partial \beta_{t+1}} = g_t + H_t(\beta_{t+1} - \beta_t) = 0.$$

$$H_t(\beta_{t+1} - \beta_t) = -g_t$$

$$\beta_{t+1} - \beta_t = -H_t^{-1}g_t$$

$$\beta_{t+1} = \beta_t + (-H_t^{-1})g_t \quad (2.37)$$

(2.37) de elde edilen eřitlik Newton-Raphson (NR) prosedrnn formldr.

Adım adım ilerleyen prosedr de bir adımdaki β deęeri dięer adıma getięinde, $(-H_t^{-1})g_t$ eklenerek ilerlemektedir. Burada log-olabilirlik fonksiyonunun, eęimi g_t ve ikinci trevi Hessian H_t 'dir. Bylece Hessian H_t vektrnn negatifi pozitif deęerlidir ve log-olabilirlik fonksiyonunun eęrisinin derecesini verir. Bylece β deęeri iin yapılan her adımlama log-olabilirlik fonksiyonunun eęiminin eęrisinin derecesine blm demektir. Eęrinin derecesinin byk olması eęimin abuk deęiřmesi ve maksimum noktaya daha az adımla gelineceęini ve adımların byklęnn ilerlemelerle kısılacaęını gsterir. Eęrinin derecesi az ise bu durumda eęim ok fazla deęiřmez maksimuma ulařmak iin adımların byklę artmalıdır. NR prosedrnde  zellik vardır; kuadratik olma durumu, adım byklę, konkavlık.

2.7.2.2.1 Kuadratikler

$LL(\beta)$ kuadratik bir fonksiyon olduęunda, NR herhangi bir bařlama noktasından bir adımda maksimum noktasına ulařabilir. Boyutu 1×1 vektr iin, $K=1$, bunun gsterimi kolaydır.

$LL(\beta_t) = a + b\beta + c\beta^2$ olsun, maksimum değeri;

$$\left(\frac{\partial LL(\beta)}{\partial \beta}\right) = b + 2c\beta = 0 \text{ olur. Buradan tahmini } \beta \text{ değeri } -\frac{b}{2c} \text{ bulunur.}$$

NR prosedürünü uygularsak $g_t = b + 2c\beta$ ve $H_t = 2c$ dir.

(2.37)'de yerine yazılırsa bir sonra ki $\beta_{t+1} = -\frac{b}{2c}$ olur.

Fakat çoğu log-olabilirlik fonksiyonu ikinci dereceden değildir. Bu yüzden NR prosedürü birden fazla adımda maksimum değere ulaşırlar. LL fonksiyonunun ikinci dereceden olduğunda NR' nin gösterdiği davranış şeklini bilmek ikinci dereceden olmadığında göstereceği davranışı anlamak için yararlı olacaktır. NR ikinci derece fonksiyonuna benzeterek diğer fonksiyon çeşitlerine yaklaşır¹¹⁵.

2.7.2.2.2 Adım Büyüklüğü

NR prosedüründe bir adımda maksimum nokta aşıp daha düşük değerli bir $LL(\beta)$ değeri maksimum gibi algılanabilir. Fonksiyonun kuadratik olmadığı her durum için bu olasılık söz konusudur. Bu durumu ortadan kaldırmak için adım değeri, $(-H_t^{-1})g_t$, λ gibi skaler bir büyüklükle çarpılır. O zaman NR prosedürünün formülü şöyle olur:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \lambda(-H_t^{-1})g_t \quad (2.38)$$

(2.38)'de $(-H_t^{-1})g_t$ vektörü yönü verirken, λ adım büyüklüğüdür.

Burada (2.37)'deki formülün genel halinde aslında $\lambda = 1$ dir ve iterasyona onunla başlanır. Zaten $\lambda = 1$ olduğunda fonksiyon kuadratik ise en üst limiti yakalamaktadır. Kuadratik olmadığı durumlarda prosesin işleyişi şu şekildedir;

Başlangıçta $\lambda = 1$ için $LL(\beta_t)$ ve $LL(\beta_{t+1})$ hesaplanır ve $LL(\beta_{t+1}) > LL(\beta_t)$ olduğu gözlemlenirse, β_{t+1} 'e gidilir ve yeni iterasyona başlanır. Yok, eğer $LL(\beta_{t+1}) < LL(\beta_t)$ olursa o zaman λ değeri azaltılır ve iterasyon yeniden başlatılır. Örneğin

¹¹⁵ Mars J.S. Cramer, **a.g.e.**, s.76

$\lambda = 1/2$ verilir. λ 'ya deęer verme prosesi $LL(\beta_{t+1}) > LL(\beta_t)$ olana kadar devam eder. Proses sonucunda λ deęeri ok kk oluyorsa kk ilerlemeler maksimum noktaya ulařmak adına yapılırsa da arařtırmacının bařka bir iterasyon prosedr kullanmasına iřaret olabilir.

Benzer bir adım ayarlaması ters yn iin olabilir. Gene $\lambda = 1$ iin proses bařlatılır. $LL(\beta_t)$ ve $LL(\beta_{t+1})$ hesaplanır ve $LL(\beta_{t+1}) > LL(\beta_t)$ olduęu gzlemlenirse, β_{t+1} 'e gidilir ve yeni iterasyona bařlanır. Bu durumda λ deęeri iki kat artırılır ve iterasyon yeniden bařlatılır. λ 'ya deęer verme prosesi olabilirlik fonksiyonu artmayıncaya kadar srdrlr. λ deęerinin artması avantaj olarak grlr nk bylece iterasyon sayısında dřme olacaktır. Daha az sayıda iterasyonla istenen maksimum noktaya ulařılacaktır. Yeni λ deęerlerini denerken, aslında her yeni iterasyonda hesaplanması gerekse de g_t ve H_t matrislerini yeniden hesaplamaya gerek olmayabilir. λ deęerinin ayarlanması maksimum arařtırmalarını hızlandırır.

2.7.2.2.3 Konkavlık

Log-olabilirlik fonksiyonu kresel konkavsa, NR prosedr her bir iterasyonda olabilirlik fonksiyonunun deęerinin artacaęını kesin saęlar. Hessian vektrnn her deęerinin negatif olması tersinin (H_t^{-1}) de negatif olması ve $(-H_t^{-1})$ de kesinlikle pozitif deęerli olmasını gerektirir. (2.36)'da verilen birinci dereceden Taylor serisini yazarsak $LL(\beta_{t+1})$ iin yazılırsa;

$$LL(\beta_{t+1}) = LL(\beta_t) + (\beta_{t+1} - \beta_t)'g_t \quad (2.39)$$

elde edilir.

NR prosedr kullanılarak; $\beta_{t+1} - \beta_t = \lambda(-H_t^{-1})g_t$ (2.39) denklemine yazılırsa,

$$LL(\beta_{t+1}) = LL(\beta_t) + (\lambda(-H_t^{-1})g_t)'g_t \quad LL(\beta_{t+1}) = LL(\beta_t) + \lambda g_t'(-H_t^{-1})g_t.$$

$(-H_t^{-1})$ kesin pozitif olduęundan $g_t'(-H_t^{-1})g_t > 0$ olur.

Bu durum her zaman $LL(\beta_{t+1}) > LL(\beta_t)$ olduęunu ispat eder.

Log-olabilirlik fonksiyonu her yerde konkav deęilse bu yerlerde NR prosedr artışı bulmada bařarısız olacaktır. Bu durumu test etmek iin her zaman Hessian'ın

işaretine bakılır, kesin negatif olmadığı durumlarda NR yanıltıcıdır. Zaten fonksiyonun konkav olmadığı durumlarda Hessian'ı kullanmak doğru değildir. Bu gibi durumlarda başka prosedürler tercih edilmelidir. NR prosedürünün iki dezavantajından biri fonksiyonların konkav olmadığı durumda veya Hessian kesin negatif olmadığı durumlardır. İkinci dezavantajı da gene Hessian vektörüyle ilgili olup yoğun hesaplama gerektirmesidir. Hessian'ı her iterasyonda hesaplamaktan kaçınan prosedürler çok daha hızlıdır.

2.7.2.3 Berndt, Hall, Hall ve Hausman

Örneklem gözlemlerinin log-olabilirlikleri toplamı fonksiyonu maksimum noktasına getirir ama NR prosedürü bunu sağlayamaz. Oysa böyle bir durumda maksimum noktaya ulaşmak daha hızlı olacaktır. Burada NR'den farklı kavramlar kullanmak gerekecektir. Bir gözlemin Skor değeri bu gözlemin log-olabilirliğinin parametrelere bağlı türevi olsun. Skor değerine S_n denilirse, β_t 'ye göre skor değeri şöyle olur;

$$S_n(\beta_t) = \frac{\partial \ln P_n(\beta)}{\partial \beta} \quad (2.40)$$

Gradyan vektörü de ortalama skordur;

$$g_t = \sum_n \frac{S_n(\beta_t)}{N} \quad (2.41)$$

Gözlem n için Skor dış çarpım KxK matrisidir;

$$S_n(\beta_t)S_n(\beta_t)' = \begin{pmatrix} S_n^1 S_n^1 & S_n^1 S_n^2 & \dots & S_n^1 S_n^K \\ S_n^1 S_n^2 & S_n^2 S_n^2 & \dots & S_n^2 S_n^K \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_n^1 S_n^K & S_n^2 S_n^K & \dots & S_n^K S_n^K \end{pmatrix}$$

S_n^k , $S_n(\beta_t)$ 'nin k.ıncı elemanıdır.

Dış çarpım ortalaması da; $B_t = \sum_n \frac{S_n(\beta_t)S_n(\beta_t)'}{N}$ olur.

Ortalama kovaryans matrisine bağlıdır. Ortalama Skor sıfır ise örnekleme B Skorların kovaryans matrisidir. B_t 'nin gradyanın dış çarpımı olarak adlandırılması bir yanılgıdır. Skor ancak özel gözlemlenen gradyandır ve B_t 'de özel gözlemlenen gradyanların ortalamasıdır. Olabilirlik fonksiyonunu maksimize eden parametrelerde ortalama Skor değerleri gerçekte sıfırdır. Maksimum değerde eğim sıfır olduğundan gradyan yani ortalama skorlar sıfırdır. Ortalama Skorların sıfır olması Skor dış çarpımları, B_t , Skorların varyansı olur. Böylece parameter değerleri maksimum değerlere eşitlenir.

Skorların varyansı olabilirlik fonksiyonunun maksimum yerini belirlemek için önemli bilgiler sağlar. Özellikle bu varyans log-olabilirlik fonksiyon eğrisinin ölçümünü verir ve Hessian'a benzetilebilir. Örneklem içinde birbirine yakın Skor değerleri olursa örneklem çok az bilgi sağlayacaktır. Log-olabilirlik fonksiyonu neredeyse düzdür ve parametrelerin farklı değerleri hemen hemen aynı dataya uygunluk gösterirler. Skorların varyansı küçük olursa eğrinin derecesi düşüktür. Tam tersi durumda skorların farkları gözlemlerin ortalamalarına göre ki bu durum bize gözlemlerin birbirinden çok farklı olduğunu verir. Böyle durumda örneklem çok fazla bilgi verir. Log-olabilirlik fonksiyonu yüksek şekliyle sivri hal alır anlamı örneklemin β değerleri hakkında iyi bilgiler sağlamasıdır. Maksime edilen β değerlerinden uzaklaşmak uyum için çok bilgi kaybı olmuş anlamındadır. Skorların varyansı büyük değerli olursa eğrinin derecesi de büyük demektir. Skorların varyansı ve log-olabilirlik fonksiyon eğrisi arasında ilişki formüle edilebilir. Berndt, Hall, Hall ve Hausman (1974)¹¹⁶ bu ilişkiyi formüle etmişler ve isimlerinin baş harflerinden oluşan BHHH prosedürünü ortaya koymuşlardır. Burada B_t 'nin, NR'de $-H_t$ yerine kullanılmasının dışında bir fark yoktur;

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \lambda B_t^{-1} g_t \quad (2.42)$$

BHHH'nin NR'ye tercih edilmesinin iki ana sebebi vardır; B_t 'nin H_t 'ye göre daha kısa sürede hesaplanabilmesi ve B_t 'nin kesin olarak pozitif değerli olmasıdır. Bunun yanında bir dezavantajı da bulunur. Prosedürde küçük adımlarla ilerlemesi

¹¹⁶ Ernst K. Berndt, B. Hall, Robert Hall ve Jerry Hausman, "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models", **Annals of Social Measurement**, Vol. 3, 1974, s.653-665.

olabilirlik fonksiyonunun çok az artması anlamı taşır ve iteratif prosesin maksimum seviyeden uzak olması demektir. $B_t; -H_t$ 'ye yakınsama vermez ve fonksiyonun bu bölgede büyük olasılıkla ikinci derece olmaması beklenir. Fonksiyonun ikinci derece olmadığı durumlarda NR iyi performans göstermez, BHHH de NR'ye yakınsadığından iyi performans göstermez.

2.7.2.4 Berndt, Hall, Hall ve Hausman -2

BHHH prosedürlerinin durumu B_t 'ye bağlıdır. Ortalama skor sıfır olduğunda skorların kovaryansı yakalanır. İteratif prosesin maksimum noktada olmaması durumu ortalama skorum sıfır olmadığını ve B_t 'nin de skorların kovaryansını temsil etmediğini gösterir. BHHH'nin bir değişik şekli de dış çarpım olmadan önce ortalama skorum çıkartılmasıyla olur. Herhangi seviyedeki ortalama skor için örneklem karar vericilerinin skorlar kovaryansı şudur;

$$W_t = \sum_n \frac{(S_n(\beta_t) - g_t)(S_n(\beta_t) - g_t)'}{N}$$

Gradyan g_t , ortalama skordur. W_t ortalama etrafındaki skorların kovaryansıdır. B_t skorların ortalama dış çarpımı olduğundan W_t ve B_t gradyanın sıfır olduğu durumlarda aynı olurlar. Gradyan β 'nin maksimum noktasında olmasında da sıfır olacaktır. Diğer durumlar da farklılık oluşturur.

(2.42)'deki maksimum prosedüründe W_t, B_t 'nin yerine kullanılırsa;

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \lambda W_t^{-1} g_t \quad \text{olur.}$$

Bu prosedür BHHH ile aynı avantajları sağlamasına karşılık adı BHHH-2'dir. W_t kovaryans matrisi olduğundan kesinlikle pozitif değerlidir ve her iterasyonda $LL(\beta)$ 'nin artışını garanti eder. Gerçek parametrelerle test edilen modelde W 'nin $-H$ 'a yaklaşması ile örneklem hacminin artması doğru orantılıdır. Bu yüzden $W_t, -H_t$ 'nin çok yakın değeri olarak düşünülür. β 'nin maksimuma yakın olduğu durumlarda BHHH ve BHHH-2 aynı sonuçları verir. Aralarında fark oluşması maksimum değerden

uzaklaştıkça ortaya çıkar. BHHH-2 skorların kovaryansı ile skorların ortalama dış çarpımı arasında ilişkiyi verir.

2.7.2.5 Dikey Çıkış

Bu prosedürün iterasyon formülü şöyledir;

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \lambda g_t$$

Tanımlama matrisi burada I, birim matrisidir. I pozitif tanımlı olduğundan her adım için fonksiyonun artımını garanti eder. Dikey çıkış; β_{t+1} ile β_t arasında yeterli en az uzaklık için $LL(\beta)$ 'de olabilecek en yüksek artışı sağlar. Aynı uzaklık için başka bir yöntem daha az artış sağlar. İlk bakışta dikey çıkış prosedürü en iyi prosedür olarak algılansa da aslında β_t 'nin komşuluklarında tam doğru sonuçlar verir. Bir anlamda yeterince küçük mesafe için bu mesafe için en fazla artım elde edilir. Adım büyüklükleri bu metotta çok küçüktür ve gerek BHHH gerekse BHHH-2 bu metottan çok daha çabuk yakınsar.

2.7.2.6 Davidson- Fletcher-Powell ve Broyden-Fletcher-Goldford-Shanno

Davidon-Fletcher-Powell (DFP)^{117,118} ve Broyden-Fletcher-Goldford-Shanno (BFGS)¹¹⁹ metotları yaklaşık Hessian'ı hesaplamada log-olabilirlik fonksiyonunda bir noktada bilgisinden fazlasını verir. Eğer fonksiyon ikinci dereceden ise fonksiyon üzerindeki fonksiyon bilgisi fonksiyonun şekli için gerekli olan bütün bilgiyi verir. Diğer tüm metotların işlevselliği log-olabilirlik fonksiyonunun ikinci dereceye yakın olmasına bağlıdır. DFP ve BFGS prosedürleri ise tam tersi olarak çeşitli noktalardan elde edilen bilgiler sonucunda log-olabilirlik fonksiyon eğrisi hakkında bilgi verir.

¹¹⁷ William C. Davidon, "Variable metric method for minimization", **SIAM Journal on Optimization**, Vol.1, 1991, s. 1-17

¹¹⁸ Roger Fletcher, "A New Approach to Variable Metric Algorithms", **Computer Journal**, Vol 13(3), 1970, s.317-322.

¹¹⁹ Charles George Broyden, "The convergence of a class of double-rank minimization algorithms", **Journal of the Institute of Mathematics and Its Applications**, Vol.6, 1970, s.76-90.

DFP ve BFGS prosedürleri her bir iterasyonda yay Hessian'ı kullanırlar ve kullandıkları bilgiyi güncellerler. Bu yeniden gradyanında kullanımını gerektirir. Bu metot diğer tüm metotlardan daha verimli ve etkilidir. İkisi arasında da BFGS'nin DFP'nin daha süzgeçten geçirilmiş hali olması onun daha iyi işlemesini sağlar.

2.7.2.7 Yakınsama Kriteri

Teoride $LL(\beta)$ 'nin maksimum değeri gradyan vektörü sıfır olduğunda oluşur. Pratikte hesaplanan gradyan vektörü hiç sıfır değerine ulaşmaz. m_t İstatistiği yakınsamayı değerlendirmek için kullanılır.

$$m_t = g_t'(-H_t^{-1})g_t \quad (2.43)$$

Araştırmada m için çok küçük bir değer seçilir ve her iterasyonda seçilen bu değer ile m_t karşılaştırılır. m_t , seçilen değerden küçük olana kadar iterasyon devam eder. Küçük değeri alınca iterasyonun parametreleri yakınsama değerleri ya da kestirimler olarak düşünülür.

m_t İstatistiğinin hipotezinde gradyan vektörünün bütün elemanları sıfırdır. İstatistik Ki-Kare dağılımını kullanır, serbestlik derecesi K ' dir. Bununla beraber küçük değerli seçilen yakınsama kriteri Ki-Kare kritik değerinden oldukça düşüktür. Bu durum kestirim parametrelerinin maksimum değerlerine çok yakın olmasını sağlar. Genellikle maksimum etrafında yeterli geniş alanda gradyanın elemanlarının sıfır olması ret edilmez. Eğer katsayı değeri 0 ile kestirim değerinin iki katı değeri arasında olursa hipotez ret edilmez. Bu aralıkta bulunan herhangi bir parameter değerine de yakınsama çok istenilmez.

Yakınsama da gradyan vektörü esas alındığından bazı durumlarda m_t test istatistiğinden daha çok gradyan vektörünün kendisine bakılır. Gradyan vektörüne iki durumda bakılır: (1) Gradyan vektörünün her bir elemanı araştırma için belirlenen küçük bir değerle karşılaştırılır.(2) Gradyanın her bir elemanı kendisine uygun β 'ye bölünür. Çıkan sonuçlar belirlenen büyüklükle karşılaştırılır. Burada parametre birimleri normalleştirilerek modele giren değişken birimleri belirlenir.

2.7.2.8 Yerel Maksimum ve Bütünsel Maksimum

Bütün yakınsama metotları lokal maksimum noktası içindir. Global maksimum noktasını vermez. Log-olabilirlik fonksiyonu küresel konkav ise sadece bir maksimum noktası vardır. Ama birçok kesikli seçim modeli küresel konkav değildir. Bu durumu test etmek farklı başlangıç noktalarının aynı parametrelere yakınsayıp yakınsamadığına bakmak ile olur. Mahmassani¹²⁰ her bir parametre için alt ve üst limit noktaları belirleyip bu aralık içinde rassal değerlerle başlangıç noktaları belirleyip aynı maksimum kestirimlere ulaşıp ulaşılmadığının test edilmesini önerirler.

2.7.2.9 Kestirimlerin Varyansı

Belirlenen bir model için ;

$$\sqrt{N}(\hat{\beta} - \beta^*) \xrightarrow{d} N(0, (-H)^{-1}) \quad (2.44)$$

Burada N değeri sonsuza giderken β^* gerçek parametre vektörü, $\hat{\beta}$ maksimum olabilirlik tahmincisidir. $(-H)^{-1}$ de negatif Hessian'ın ters vektörüdür. Gerçek parametre değeri ile kestirimin farkının örneklem dağılımı, ortalaması sıfır ve kovaryansı $(-H)^{-1}$ olan Normal dağılıma asimptotik olarak yakınsar.

$\sqrt{N}(\hat{\beta} - \beta^*)$ 'nin asimptotik kovaryansı $(-H)^{-1}$ olur. $\hat{\beta}$ 'nin tek başına asimptotik kovaryansı $(-H)^{-1}/N$ dir. W örneklem skorlarının kovaryansı ve β^* 'nin maksimum değerlerinde B ayrıca skorların kovaryansıydı. Ayrıca $-H$ 'de gerçek parametrelerle doğru seçilen modelde skorların kovaryansına yakınsar. Böylece $\hat{\beta}$ kestirimlerinin asimptotik kovaryansı için üç matristen biri kullanılır; $(W)^{-1}/N$, $(B)^{-1}/N$ ya da $(-H)^{-1}/N$.

Modelin doğru seçilmediği durumlarda $\hat{\beta}$ 'nin asimptotik kovaryansı daha karmaşık bir yapıdadır;

¹²⁰ Hani S. Mahmassani, "Dynamic Network Traffic Assignment and Simulation Methodology for Advanced System Management Applications", **Networks and Spatial Economics**, Vol 1,2001, s.267-292.

$$\sqrt{N}(\hat{\beta} - \beta^*) \xrightarrow{d} N(0, H^{-1}VH^{-1}) \quad (2.45)$$

V: Popülasyonun skorlarının varyansıdır.

Modelin doğru belirlendiği durumlarda $-H = V$ olur. Böylece modelin durumu (2.44) deki gibi hale gelir. Modelin doğru belirlenmemesinde ise indirgeme olmaz ve (2.44) elde edilemez. $\hat{\beta}$ 'nin asimptotik kovaryansı; $H^{-1}VH^{-1}/N$ olur. Bu matrise güçlü (robust) kovaryans matrisi denir, çünkü model doğru belirlense de belirlenmese de matris güvenilirdir. Güçlü kovaryans matrisi için Hessian H matrisi hesaplanmalıdır. NR dışındaki prosedürlerde yakınsama için her iterasyonda Hessian'ın hesaplanmadığı belirtilmişti. Yalnız son iterasyonda hesaplanmalıdır. Sonra asimptotik kovaryans $H^{-1}VH^{-1}$ veya $H^{-1}BH^{-1}$ olarak hesaplanabilir.

Kovaryans matrisine kestirimin başka bir alternatifi de önyükleme (bootstrapping) metodudur. Efron (1979) tarafından önerilir¹²¹. Bu prosedürde örneklemin alt örneklem gruplarından rassal seçimler yapılarak tekrar tekrar model tahmin edilir.

Seçilen örneklem A olsun. $n = 1, 2, \dots, N$ karar verici için $\hat{\beta}$ kestirimi alınsın. Önyükleme şu adımları izler:

1. Orjinal A örnekleminden iadeli seçimle rassal olarak N gözlemin seçilmesi. Örneklem iadeli olduğundan bazı seçimler örneklemden birden fazla temsil edilebilir, bazıları da hiç gözlemlenmez. Yeni örneklem büyüklük bakımından orjinalinden aynı olsa da farklı görünür. Çünkü yeni örneklemden orjinaline göre bazı seçim yapanlar tekrar tekrar bazıları ise hiç yoktur.
2. Yeni örnekleme göre model kestirimi yapılır. β_r kestirimi olarak kodlanır.
3. $r = 1, 2, \dots, R$ ye kadar β_r 'ler belirlenir. Burada R kestirimlerin tekrarlama sayısıdır.
4. Orjinal kestirim etrafında çıkan kestirimin kovaryansı bulunur;

¹²¹ Bradley Efron , “Bootstrap Methods: Another look at the Jackknife”, **The Annals of Statistics**, Vol.7, No.1, 1979, s.1-26.

$V = \frac{1}{R} \sum_r (\beta_r - \hat{\beta})(\beta_r - \hat{\beta})'$, V asimptotik kovaryans kestirimidir.

Parametrelerden hesaplanan bir istatistik için örneklem varyansı benzer şekilde bulunur. Skalar istatistik $t(\beta)$ için örneklem varyansı; $\sum_r (t(\beta) - t(\hat{\beta}))^2 / R^2$.

Bir tahmincinin örneklem kovaryansı popülasyondan alınan çeşitli örneklem kestirimlerinin değişim miktarının ölçümüdür. Orjinal örneklem de popülasyondan alınmıştır. Yeteri büyüklükte olan örneklem popülasyona benzerlik göstereceğinden, burada alınan örneklemelerde popülasyondan alınmışlar gibi benzerlik gösterecektir. Önyükleme orijinaline benzer ama farklı örneklemeler alarak popülasyon benzeri örneklemeler alınmış gibi davranış sergileyecektir. Avantajı asimptotik ölçüye ihtiyaç duymaz ve formülde daima ilerleme sağlar. Gene de verilen örnekleme uygun doğru sonuç vermeyebilir. Dezavantajı da bilgisayar endeksli bir çalışma sistemine sahip olması ve modelin pek çok defa kestirimde bulunmasına sebep olur.

2.7.3 Multinomial Lojit Modellerde Model Uyumunun İncelenmesi

Çoklu seçim modellerinin tümü en çok olabilirlik kestiriminden yararlanmaktadır. Olabilirlik oranı ve Wald istatistikleri en çok olabilirlik kestirimi ile tahmin edilen modellerin bir bütün olarak anlamlılığının sınanmasında en fazla kullanılan istatistiklerdir. İki test etmede kavuşmazda eşdeğerlidir. Her birisinin sınanmasında kullanılan istatistikler ki-kare dağılımına uyar. Olabilirlik oran sınaması hem sınırlı hem de sınırsız modelin tahminini gerektirirken, Wald istatistiğinde sadece sınırsız tahmin edicinin olması yeterlidir. Sınırlı ve sınırsız modellerin kolayca hesaplanması durumlarında olabilirlik oran istatistiği tercih edilir ^{122 123}.

2.7.3.1 Olabilirlik Oran Testi

Daha önce detaylı olarak söz ettiğimiz Olabilirlik oran testi, LL_0 sınırlı modelin, LL_1 sınırlı olmayan modelin logaritmik olabilirlik değerleri olmak üzere aşağıdaki gibi hesaplanır:

¹²² Damodar N. Gujarati, **a.g.e.**, 2004, s.269.

¹²³ Greene, **a.g.e.**, 2003, s.484.

$$G^2 = -2 [LL_0 - LL_1] \quad (2.46)$$

Modeldeki parametre sayısına eşit serbestlik dereceli ki-kare dağılımına uyar¹²⁴. Test istatistiğinin yüksek değerlerinde sıfır hipotezi reddedilir. Bu durum modelin bir bütün olarak anlamlılığını test etmek için ise test istatistiğinin modelin anlamlı olmasını göstermesi demektir.

2.7.3.2 Wald Testi

Olabilirlik oran testinin hipotezini göstermenin bir başka testi de Wald testidir. k boyutlu parametreler vektörü A , j boyutlu sabit bir b vektörü ve R de k x j boyutlu bir matris için test edilen hipotez H₀: RA-b olma üzere istatistik şöyle hesaplanır:

$$W = N(R\hat{A} - b)'[R\hat{V}R']^{-1}(R\hat{A} - b) \quad (2.47)$$

Sınırlı modelin parametre sayısı burada j boyutunu verdiği için, Wald test istatistiği; j serbestlik dereceli ki-kare dağılımına uygunluk gösterir¹²⁵. Burada da test istatistiği yüksek değer alırsa reddedilir ve modelin bir bütün olarak anlamlılığına işaret eder.

2.7.3.4 Hausman Testi

Çoklu lojit modelin alternatiflerin bağımsızlığı (IIA) koşulunu sağlayıp sağlamadığını test etmek adına Hausman testinden yararlanılır.

Hausman testi üç adımdan oluşur;

1. Modeli bütün parametreleriyle kestirir. Burada $\hat{\beta}_f$ tüm alternatiflerin bulunduğu sınırsız modelin parametre kestirimleridir.
2. Sınırlı modelin de kestirimi yapılır. Bazı alternatiflerin elimine edildiği sınırlı model için $\hat{\beta}_r$ parametre kestirimleri bulunur.
3. Eliminasyondan sonra parametreleri sınırlı model tarafından kestirelemeyen parametreler $\hat{\beta}_f^*$ ile belirtilsin.

¹²⁴ Greene, a.g.e., 2003, s.486.

¹²⁵ Marno Verbeek, A Guide to Modern Econometrics, West Sussex, Wiley, 2000, s.161-162.

$\hat{V}(\hat{\beta}_r)$ ve $\hat{V}(\hat{\beta}_f^*)$ ise çoklu lojit modeli tarafından sınırlı ve sınırsız modeller için kestirilen parametrelerin kovaryans matrislerini göstermek üzere, Hausman test istatistiği (H_{IIA}) şöyle hesaplanır¹²⁶¹²⁷:

$$H_{IIA} = (\hat{\beta}_r - \hat{\beta}_f^*) [\hat{V}(\hat{\beta}_r) - \hat{V}(\hat{\beta}_f^*)]^{-1} (\hat{\beta}_r - \hat{\beta}_f^*) \quad (2.48)$$

IIA ‘nın sağlandığı durumlarda test istatistiği serbestlik derecesi $\hat{\beta}_r$ ’deki parametre sayısı olan ki-kare dağılımına uyar. Yüksek değerler IIA prensibinin ihlal edildiğini gösterir¹²⁸.

2.7.3.4 Small ve Hsiao Testi

Hausman testi gibi çoklu lojit modelin, IIA koşulunu sağlayıp sağlamadığını kontrol eder. Testin hesaplanmasında örneklem rassal olarak iki eşit parçaya ayrılır. Sınırlandırılmamış model bu iki alt örneklem ile kestirilir. β_1^{s1} sınırlı olmayan modelin birinci alt örneklem kestirimleri ve β_1^{s2} sınırlı olmayan modelin ikinci alt örneklem kestirimleri olmak üzere Parametrelerin ağırlıklı ortalaması şöyle hesaplanır:

$$\hat{\beta}_1^{s1s2} = \left(\frac{1}{\sqrt{2}}\right) \beta_1^{s1} + \left(1 - \frac{1}{\sqrt{2}}\right) \beta_1^{s2} \quad (2.49)$$

Bir sonraki adımda logaritmik olabilirlik fonksiyon değerleri bulunursa, Small ve Hsiao test istatistiği aşağıdaki şekliyle hesaplanır:

$$SH = -2[L(\hat{\beta}_1^{s1s2}) - L(\beta_1^{s2})] \quad (2.50)$$

Serbetlik derecesi bağımsız değişken sayısının bir fazlası olan ki-kare dağılımına uyar.

¹²⁶ Richard Paap ve Philip Hans Franses, “A Dynamic Multinomial Probit Model for Brand Choice with Different Long-run and Short-run Effects of Marketing Mix Variables”, **Journal of Applied Econometrics**, Vol. 15, No. 6, 2000, s. 717-744.

¹²⁷ Maddala , **a.g.e.**, 2003, s.578-79.

¹²⁸ Hausman, J.; McFadden,D., “Specification Tests for the Multinomial Logit Model”, *Econometrica*, Econometric Society, Vol. 52(5), 1984, s.1219-40.

Hausman ve Small ve Hsiao testlerinde her zaman çok uygun sonuçlar elde edilmeyebilir. McFadden (1973)'inde belirttiği gibi çıktı kategorilerinin her bir karar verici gözünde bağımsız olarak ağırlıklandırılıp, tamamen ayrı olmaları gerekir. Multinomial lojit modelin iyi işlemesi için alternatiflerin tamamen farklı olması gerekir¹²⁹.

2.7.3.5 Akaike Bilgi Kriteri

Akaike Bilgi Kriteri (AIC) içiçe olmayan veya farklı örneklemelerden hesaplanan model karşılaştırmalarında kullanılır. Akaike (1973)'in önerdiği kriter iki model arasında hangi modelin veriye daha iyi uyum sağladığı hakkında bilgi vermektedir. Modelin logaritmik-olabilirliği LL_M , modeldeki parametre sayısı p ve gözlem sayısı n olmak üzere AIC aşağıdaki eşitlikle hesaplanır.

$$AIC = \frac{-2LL_M + 2p}{n} \quad (2.51)$$

AIC'in değerinin daha küçük olması, modelin veriye daha iyi uyum gösterdiğini belirtir. Birkaç modelin karşılaştırılmasında AIC değeri en küçük olan model veriye en iyi uyum sağlayan modeldir¹³⁰.

2.7.3.6 Bayesci Bilgi Kriteri

Bayesci Bilgi Kriteri (BIC), AIC'te olduğu gibi içiçe olmayan veya farklı örneklemelerden hesaplanan model karşılaştırmalarında kullanılır. Basit ve özellikle büyük örneklemelerde doğru sonuçlar veren bir ölçüdür. Raftery (1966) tarafından önerilmiş bir ölçüdür. Doygun modelin değeri sıfır (0) olmaktadır. Modelin Sapma ölçüsü D , serbestlik derecesi sd ve gözlem sayısı n ise BIC şöyle hesaplanır¹³¹.

¹²⁹ Takeshi Amemiya, "Qualitative Response Models: A Survey1", **Journal of Economic Literature**, Vol.19, No.4, 1981, s.1483-1536.

¹³⁰ Howard B. Stauff, **Contemporary Bayesian and frequentist statistical research methods for Natural Resource Scientist**, USA, John Wiley&Sons Inc., 2008, s.270.

¹³¹ Howard B. Stauff, **a.g.e.**, s.271.

$$BIC = D - sd. \ln (n) \quad (2.52)$$

BIC değerleri ne kadar küçük çıkarsa modelin veriye o kadar iyi uyumu söz konusudur.

2.7.3.7 McFadden'in Düzeltilmiş Olabilirlik Oran Göstergesi

Bütün parametrelerin içinde bulunduğu modeli sadece kesişim parametresini bulunduran model ile karşılaştırır. Sadece sabit terimi içeren modelin log-olabilirliği LL_0 ile p tane parametresi olan modelin log-olabilirliği de LL_1 ile gösterilsin. McFadden'in düzeltilmiş olabilirlik oran göstergesi aşağıdaki şekliyle hesaplanır:

$$\bar{R}_{McF}^2 = 1 - \frac{LL_1 - p}{LL_0} \quad (2.53)$$

McFadden'in düzeltilmiş olabilirlik oran göstergesi çoğu istatistik paket programlarında Yapay (Pseudo) R^2 olarak geçmekte ve EÇOK yönteminin kullanılabildiği herhangi bir model için hesaplanabilmektedir. Modeller arasında en büyük $\bar{R}_{McF}^2$ değerini alan model veriye en iyi uyum sağlayan modeldir¹³².

¹³²James W. Hardin, Joseph Hilbe, **Generalized Linear Models and Extensions**, 2nd Ed., USA , Statapress, 2007, s.60.

BÖLÜM III

TELEVİZYON REKLAMLARI VE İZLENME ORANLARI

3.1 Televizyon Reklamları

Reklamcılık günümüzde çok çabuk gelişen ve yeniliklere açık bir sektör olmakla birlikte geleneksel reklam ortamının en önemli unsurunu oluşturan televizyon hala tüketiciler tarafından en çok tercih edilen ve izlenen reklam ortamı olmaya devam etmektedir. İşletmeler pazara sundukları yeni ve zaman içinde yerleşmiş markalarının değerlerini, farklılıklarını ve özelliklerini tüketiciye aktarma konusunda televizyonu iletişim çalışmalarının temeline yerleştirmektedir. Televizyon reklamlarının etkisinin izlenmesine bağlı olduğunu düşünürsek, kanal değiştirmenin zamanı daha da önem kazanmaktadır.

Televizyon reklamları ilk kez Amerika Birleşik Devletler’ inde 1940’ lı yıllarda reklam aracı olarak kullanılmaya başlamıştır. Aynı anda hem göze hem de kulağa hitap edebilmesi, hemen her evde bir televizyonun bulunması, yayın akışı içerisinde her yaş ve sosyo-ekonomik gruba seslenen programların bulunması, okuma yazma oranı düşük kesimlerce de takip edilmesi gibi nedenlerle kısa sürede en gözde reklam ortamı konumuna gelmiştir¹³³.

Bir televizyon reklamında eş zamanlı olarak oluşan iki bilgi yolu vardır: işitsel ve görsel. Bunlar bir dereceye kadar birbirine uymak zorundadır. Eğer yollardan biri diğerinden fazla uzaklaşırsa, izleyici hangisi ile meşgul olacağını bilemez, ilgisini kaybeder ve kafasında izlediği kanalı değiştirme fikri oluşmaya başlar. Diğer taraftan ekranda gördüğü şeyi bir de kulağıyla duymasını sağlayan iç içe geçmiş ses ve görüntü

¹³³ Müge Elden, **Reklam Yazarlığı**, İletişim Yayınları, İstanbul, 2003, s.124.

yumağını da kimse istemez¹³⁴. Çünkü televizyon doğası gereği insan belleğini iki yönde sarmaktadır. Bunlardan ilki sunulan mesajın içeriği, başka bir deyişle göz ve görüntüler aracılığı ile iletilen konudur. Görme işlevinin dışımızdaki dünyaya ilişkin bilgileri alma ve biriktirmede, diğer duyu organlarımıza oranla daha çabuk, daha nesnel ve daha gerçekçi olduğu bilinmektedir. Bu konuda yapılan araştırmalar göz ve kulağa aynı anda gelen mesajların %70'inin göz, %30'unun da kulak yoluyla alınmakta olduğunu tespit etmiştir. Bu noktada televizyonun kulaktan çok göze hitap eden görsel bir araç olduğunu ve televizyon için ses unsurunun, görüntüyü destekleyen, dramatik etkiyi güçlendiren, görüntü ile aktarılamayacak mesajların alıcı kitleye iletilmesine yardımcı olan bir yan öge durumunda olduğunu söylemek yanlış olmayacaktır¹³⁵. İlk televizyon reklamı 1 Haziran 1941 yılında Amerika'da Brooklyn Dodgers ve Philadelphia Phillies beysbol maçı arasında yayınlanan 20 saniyelik Bulova saat reklamıydı. Reklamın sloganı “ America Runs on Bulova Time!”dı. Bulova Time olmadan Amerika Olmaz! anlamına gelen bu reklam için şirket televizyon kanalına 9 dolar ödeme yapmıştı¹³⁶.

Televizyon reklamları ilk zamanlarda canlı yayın olarak ekrana gelmiştir. 1960'lı yıllarla birlikte ise önceden kaydedilip yayınlanmaya başlanmıştır. Bu durum reklamı hazırlayanlara büyük bir rahatlık sağlamıştır. Reklamcılar, sözün yanı sıra görsel açıdan da güzel ve etkili reklamlar yaratmak adına yeni teknikler, yöntemler ve denemeler yapmaya başlayacaktır. Reklamcılar reklamlarını hazırlarken resimler, sözler, sesler, müzik, vücut dili, jestler ve mesajlarını hızlandırmak için de hareket kullanmak gibi olağan üstü geniş uyarılar yelpazesinden yararlanabilmiştir¹³⁷.

Türkiye'de ise ilk televizyon reklamı 1972 yılında TRT ekranlarında televizyon reklamları yayınlanmıştır. Yeni ve etkili bir iletişim aracı olması, okuma-yazma oranı düşük olan kitleyi kavraması, her zevk ve ilgiye hitap etmesi, az maliyetli ve sürekli bir eğlence aracı olması gibi sebeplerle toplumumuz tarafından da hızla kabul görmüş bu

¹³⁴Luke Sullivan, **Satan Reklam Yaratmak**, Sevtap Yaman (çev), Media Cat ,Kapital Medya Hizmetleri, Ankara, 2000, s.147.

¹³⁵Haluk Gürgen, 'Bütünleşik Pazarlama İletişimi ve Reklamda Yaratıcılık', **Media Cat Pazarlama İletişimi Dergisi**, Vol. 4(23), 1996, s.72.

¹³⁶Legacy, <http://www.bulova.com/en-us/legacy> (erişim:27 Nisan 2011)

¹³⁷Ergün Yolcu, **Televizyon Reklamcılığı**, İstanbul Üniversitesi Yayınları No: 4301,İstanbul, 2001, s.330

araç, reklamcılar tarafından hedef kitleye mesajlarını iletmek üzere süratle etkin ve yoğun olarak kullanılmaya başlanmıştır¹³⁸.

Televizyon reklamlarına baktığımızda dört temel reklam türünün olduğunu söyleyebiliriz ¹³⁹:

1. *Hareketsiz Reklamlar*: Bu reklamlarda hareket unsuru yoktur. Tek bir görüntü ve bu görüntü üzerinde seslendirme ve gerekliyse müziklendirmenin yapılmasıyla hazırlanırlar. Genellikle 10 saniyelik sürelerde olup, reklam mesajını kısa, net ve yalın ifadelerle hedef kitlesine aktarmaya çalışırlar.
2. *Hareketli Reklamlar*: En sık kullanılan televizyon reklamı türüdür. Müzik, söz ya da her ikisinin bir arada kullanımı ve çeşitli görüntülerin dramatik olarak hazırlanmasıyla oluşturulan sahnelerden meydana gelir. 15, 20, 30, 45, 60 ve 90 saniyeler gibi sürelerde hazırlanabilirler.
3. *Özel Tanıtıcı Reklamlar*: Belirli konularda, (kültür, sanat, eğitim ve turizm gibi) bilgilendirici, eğitici, eğlendirici yapıda hazırlanan ve programın sadece başında ve sonunda reklamı yapılan ürün ya da hizmete yönelik mesajların aktarıldığı reklamlardır. 10 ile 40 dakika arasında hazırlanabilirler.
4. *Program Görüntüleri Üzerinde Yer Alan Bant Reklamlar*: Televizyonda yayınlanmakta olan programlar üzerine bilgisayar programlarından yararlanılarak hazırlanan animasyonlar ve çeşitli görsellerin bant şeklinde yerleştirilmesiyle yapılan reklam türüdür. Bantlar, dikey, yatay veya daha farklı yaratıcı uygulamalarla program üzerine yerleştirilir ve bantlar üzerinde genellikle reklamı yapılan markanın logosu ve sloganı yer alır. Yer kısıtlaması nedeniyle uzun metinler kullanılamaz. Genellikle imaj ve kurumsal reklamlar için bire birdir.

Yine bundan başka sponsorluk tarzında da hazırlanan televizyon reklamları bulunmaktadır. Reklam veren gerek program gerekse programda yer alan tüm

¹³⁸ Müge Elden, **a.g.e.**, 2003, s.128.

¹³⁹ Müge Elden, Özkan Ulukök ve Sinem Yeysel, **Şimdi Reklamlar**, İletişim Yayınları, İstanbul, 2005, s.367.

reklamları finanse eder. Buna geçmişten verilebilecek en güzel örnek Bonanza adlı dizinin Chevrolet sponsorluğunda hazırlanmasıdır¹⁴⁰.

Televizyon dizi ve programların yayın akışı esnasında araya reklam girmeleri özellikle hareketli ve hareketsiz reklamları kapsamaktadır. Özel tanıtıcı reklamlar çok fazla zaman aldığından iki program arası reklam kuşaklarında bir program gibi görülmekte, sponsorluk reklamları da sponsorluk yaptıkları program süreleri dahil edilmektedir. Program üzerinde yayınlanan bant reklamlar ise izleyicileri izledikleri programa alternatif bir program arayışına itmemektedir.

3.2 Televizyon Reklamlarının İzlenme Ölçümü

Etkinlik alanı sadece televizyon izleyici ölçümleri olan ve tüm enerjisi ve kaynaklarıyla sadece bu alanda yatırım yapan dünyada ve Türkiye’de araştırma firmaları vardır. Bu tür firmaların misyonu: TV kanalları, reklam verenler ve medya planlama şirketlerine reklam faaliyetlerini yürütebilecekleri güvenilir, bağımsız ve şeffaf ölçüm sistemine dayalı ortak değerlendirme birimi sağlamaktır. Milyarlarca dolarlık yapım ve reklam sektöründe, alınan kararların ortak dayanağını izleyici davranışlarına ilişkin bilgi oluşturmaktadır. Geçerli ve güvenilir izleyici verisinin elde edilebilmesi ise, başlı başına bir uzmanlık alanı olan ve panel dizaynı ve yönetiminden verinin üretimine, ölçüm teknolojisinden kalite kontrol mekanizmasına uzanan bir dizi bileşeni uygulanabilir şekilde bir araya getiren bir ölçüm sisteminin kurulabilmesiyle mümkündür. Bu firmalar televizyon izleyici araştırmalarını panel kurulumu ve yönetimi, ölçüm donanımı, veri üretim yazılımı ve analiz yazılımlarını kapsayan entegre bir sisteme dönüştürmüş ve en karmaşık yayın ortamlarıyla baş edebilecek bir ölçüm teknolojisi geliştirmiştir. Televizyonla ilişkilendirilebilen her şey bu teknolojinin ölçüm alanındadır: Analog veya dijital her tür yayın, eş zamanlı (time-shifted), her tür izleme, teletext veya oyun, ekranın her tür kullanımı, PC veya video kamera, ekrana bağlanabilen her tür cihaz.

¹⁴⁰ William Wells, John Burnett, Sandra Moriart, **Advertising Principles and Practice**, 3.Ed, Prentice Hall Inc.,New Jersey, 1995, s. 370.

İnsan-Ölçer (People-meter); günümüzün çok kanallı, ekranın video, teleteks gibi TV izleme dışında amaçlarla da kullanıldığı, yayınların kaydedilip istendiği zaman izlenmesine olanak veren teknolojik ürünlerin giderek yaygınlaştığı televizyon ortamında sağlıklı izleyici ölçümünü mümkün kılan tek sistem olarak tüm dünyada kabul görmekte ve 70 ülkede kullanılmaktadır. Bugün, dünya reklam harcamasının yüzde 85'inin gerçekleştiği 38 ülkedeki günlük, dakika dakika izleyici verisinin toplandığı, dünyanın en geniş izleyici panelini oluşturmaktadır¹⁴¹.

3.2.1 Türkiye’de Reklam İzleme Ölçümü

Reklam veren, reklam ajansları ve kanalların bir araya gelmesiyle 1992 yılında kurulan TİAK, sektörün kendi içinden çıkardığı bir yapı olarak Türkiye’de TV izleyici araştırmalarını organize etmekte ve denetlemektedir. Örneklem büyüklüğü, iller, temsil edilecek evren, panel kompozisyonunda kullanılacak temel değişkenler ve raporlama kriterlerini belirleyen komite, sistemin işleyişini ve veriyi kontrol eden denetçiyi de atamaktadır¹⁴².

TİAK tarafından 2009 yılına ait İzleyici Paneli için, 20.000+ nüfuslu kentli yerleşim alanlarındaki TV ve telefon veya cep telefonu bulunan hanelerde yaşayan 5+ yaş kişileri temsil etmektedir. Bunun Evren için belirtilen sayısı: 51.657.783 olup, bu kişiler 2.500 hanede yaşamaktadırlar. Ölçüm kapsamına havadan, kablolu ve dijital yayınlar girmektedir. Teknik donanım olarak ölçümler UNITAM kullanılarak yapılmaktadır. Dakika dakika hangi kanalın izlendiği bilgisine dayanan detaylı veriler, 5 yaş ve üzeri kentli Türkiye nüfusunu temsil eden izleyici panelinden elde edilmektedir. UNITAM teknolojisi ile çalışan İnsan-Ölçer cihazlarımızın takılı olduğu 2500 haneden, sadece hangi televizyon ile hangi kanalın izlenmiş olduğu bilgisini değil, aynı zamanda hane halkından hangi bireyin izlemeyi yaptığı bilgisini de elde eder¹⁴³.

¹⁴¹ Profile, The Nielsen Company, <http://www.agbnielsen.net/system/system.asp>.

¹⁴² Şirketin Amacı, <http://www.tiak.com.tr/index.htm> (erişim: 29 Mart 2011)

¹⁴³ Measurement, <http://www.nielsen.com/tr/en/measurement/television-measurement.html> (erişim: 27 Haziran 2012)

3.2.2 Televizyon İzleme Entegre Ölçüm Sistemi

Televizyon reklamlarını izleyen firmaların Ölçüm Sistemi temelde altı adımdan oluşmaktadır¹⁴⁴.

1. Veri tabanı araştırması: Temsil edilecek nüfusun sosyal/demografik özellikleri ve televizyon ortamına ilişkin bilgi toplanan geniş ölçekli ve her yıl tekrarlanan bir araştırmadır. Elde edilen nüfus bilgisi, panel kompozisyonuna baz olacak temsil kriterlerinin saptanması ve evrenin belirlenmesi/güncellenmesi için temel kaynaktır. Panel bu araştırmadan çıkan nüfus resmine göre düzenlenmiştir. Örneğin, nüfusun yüzde 15'ini 5-11 yaş grubu oluşturuyorsa, panelin de yüzde 15'ini bu yaş grubundan bireyler oluşturmaktadır.

Araştırmada görüşülen haneler, panelin hem kurulması hem de devamlılığının sağlanmasında kullanılacak bir hane veri tabanı oluşturmaktadır. Panel aileleri, belirlenen kriterler doğrultusunda bu veri tabanından seçilmektedir.

Televizyon ortamıyla ilgili toplanan veri, televizyon ve ilişkili cihaz (DVR, VCR, bilgisayar vs) penetrasyonu/özellikleri, yayın alma biçimleri ve yayını alınabilen kanallara ilişkin bilgi içermektedir. Araştırmanın sürekliliği, bu ortamdaki gelişmelerin takibini ve gerektiğinde ölçüm sisteminin yeni koşullara uygun olarak güncellenmesini sağlamaktadır. Geniş örneklemle yapıldığından, veri tabanı araştırmalarının hata payı son derece düşüktür.

2. Panel Oluşturma: İzleme ölçümü yapılacak nüfusun belirlenen temsiliyet kriterleri bazında oluşturulmuş istatistiki örneğidir. Paneli oluşturan aileler, veri tabanı araştırmasında görüşülen ve panele katılmayı kabul eden haneler arasından seçilmektedir. Panel üyelerinin izleme davranışı, eğitim sürecinin tamamlanmasını takiben veri üretimine alınmaktadır. Üyelerin yapması gereken tek görev, izlemeye başladıklarında ve bıraktıklarında kumanda cihazında kendilerine ayrılmış düğmeye

¹⁴⁴ The System, <http://www.agbneilsen.net/system/system.asp>. (erişim: 27 Haziran 2012)

basarak İnsan-Ölçer'in bu izleme davranışını kaydetmesini sağlamaktadır. Bu görevin doğru yapılıp yapılmadığı periyodik kontrollerle saptanmaktadır.

3. İnsan-Ölçer'in Kullanımı: İnsan-Ölçer, uzaktan kumanda cihazı ve 'meter' adı verilen başka bir cihazdan oluşan bir settir. Kumanda cihazının üzerinde her biri ailenin bir bireyine tahsis edilmiş düğmeler bulunmaktadır. Kişiler, televizyon izlemeye başladıkları ve bıraktıklarında kendilerine ait düğmeye basmakta ve cihaz bu izleme davranışını meter'a aktarmaktadır. İzlenen kanal ve saat bilgisini meter kaydetmektedir. Meter, ayrıca, belli aralıklarla verdiği "kim izliyor", "aynı kişiler mi izliyor" mesajlarıyla kişileri düğmelerine basma konusunda uyarmaktadır. İnsan-Ölçer, hanedeki her televizyon cihazına takılmaktadır.

4. Veri aktarımı: İnsan-Ölçer'de toplanan verinin üretim merkezine çekilmesi işlemidir. Veri üretim yazılımı Pollux tarafından her gün otomatik olarak tekrarlanan bu işlem, yazılımın, hanedeki İnsan-Ölçer'e modem aracılığıyla bağlanmasıyla gerçekleştirilmektedir (telefon veya cep telefonu hattı). Çoğu ülkede bu işlem 02.00-06.00 arasında yapılmaktadır.

5. Veri üretimi: Bu basamak İnsan-Ölçer'den çekilen verinin validasyonu, ağırlıklandırılması ve analiz yazılımının kullanabileceği formata dönüştürülmesini kapsamaktadır.

6. Program ve reklam veri tabanı: Yayınların isim, tipoloji, başlama ve bitiş saati bilgilerini kapsamaktadır. İnsan-Ölçer'den gelen kişi kişi, dakika dakika izleme verisi bu veri tabanıyla birleştirilerek, izleyici verisi, kullanıcının program ve reklam kuşaklarını da analiz edebileceği en son haline ulaşmaktadır. Müşteri, izleyici verisine günlük olarak ulaşabilmektedir.

Kanal yayın akışlarının tür, isim, başlangıç bitiş saati bilgileriyle birlikte listeleyen veri tabanı, hem yayın performans analizlerinin bazını oluşturduğundan doğru olmak hem de günlük olarak elde edilen izleme verisinin hızına paralel bir hızda üretilmek durumundadır.

3.2.3 Televizyon Reklam İzleme Sisteminin İşleyişi

Televizyon reklam izleme sisteminde tüm dünyanın kullandığı system kullanılmakla beraber Türkiye’de TÜİK’ten alınan Türkiye nüfus bilgileri doğrultusunda bir veri tabanı araştırması yapılır. Veri tabanı araştırması, temsil edilecek nüfusun sosyal/demografik özellikleri ve televizyon ortamına ilişkin bilgi toplanan geniş ölçekli ve her yıl tekrarlanan bir araştırmadır. Bu araştırmaya göre panel oluşturulur. Panel, izleme ölçümü yapılacak nüfusun belirlenen temsil kriterleri bazında oluşturulmuş istatistiki örneğidir. Paneli oluşturan aileler, veri tabanı araştırmasında görüşülen ve panele katılmayı kabul eden haneler arasından seçilir. Seçilen bu hanelere izleme verilerini kaydeden İnsan-Ölçer (people-meter) adı verilen cihazlar yerleştirilir. Panelde bulunan üyelerin yapması gereken tek görev, izlemeye başladıklarında ve bıraktıklarında kumanda cihazında kendilerine ayrılmış düğmeye basarak İnsan-Ölçer’in bu izleme davranışını kaydetmesini sağlamaktadır. Program ve reklam veri tabanı, yayınların isim, tipoloji, başlama ve bitiş saati bilgilerini kapsamaktadır. İnsan-Ölçer’den gelen kişi kişi, dakika dakika izleme verisi bu veri tabanıyla birleştirilerek, izleyici verisi, kullanıcının program ve reklam kuşaklarını da analiz edebileceği nihai haline ulaşmaktadır. Kanallar ve reklam ajansları izleyici verisini analiz edebilmek için entegre bir yazılım programını kullanmaktadır. Bu analizler kanalların yayın prototip oluşturmada önemli etkindir. Ayrıca reklam verenler ise bu veriler doğrultusunda ürünlerini doğru hedef kitleye ulaştırabilmek için kullanmakta ve buna göre bütçelerini belirlemektedir¹⁴⁵.

3.2.4 Televizyon Reklam İzlenmede Kavramlar

Televizyon reklamlarının izlenme oranlarını bulmada bilinmesi gereken temel kavramlar hem datayı daha iyi anlamaya yol açacaktır hem de konunun anlaşılabilirliğini sağlayacaktır. Öncelikle eldeki dataların dakika dakika olduğu ve her bir dakikada o kanalda kaç izleyici olduğunu gösterdiğini bilmek gerekir. Bu durumu açıklamak için örnek bir tablo yapılmıştır.

¹⁴⁵ Turkey, <http://www.agbnielsen.net/whereweare/dynPage.asp?lang=local&country=Turkey&id=375> (erişim: 12 Şubat 2012)

Tablo 4: Dakika Bazında Kimlerin Hangi Kanalı İzlediğini Gösteren Örnek Tablo.

Saat	Kanal1		Kanal2		Toplam	
21:01	A	1 kişi	B	1 kişi	AB	2 kişi
21:02	AB	2 kişi	C	1 kişi	ABC	3 kişi
21:03	AB	2 kişi	DE	2 kişi	ABDE	4 kişi

Evren: 5 Kişi – A B C D E

Tablo 4'ten anlaşıldığı üzere, A,B, C, D, E kişilerinden oluşan beş kişilik bir evrende Kanal1 kanalını saat 21.01 de A kişisi izlerken, aynı dakika da Kanal2' yi B kişisi izlemiştir. O dakika da 5 kişilik evrenden iki kişi iki ayrı kanalı izlemektedir. Başka kanalın olmadığı varsayılmıştır. Bu demektir ki televizyon karşısına geçen sadece bu iki kanalı izleyebilecek. Bir dakika sonra 21.02 de ise Kanal1'i izleyen A ve B kişisi olmuş, yani B kişisi Kanal2'yi izlemeyi bırakmıştır. Bunun yanında C kişisi Kanal2'yi izlemeye başlamıştır. Her iki kanalı toplam 3 kişi izlemektedir. Saat 21.03'te ise A ve B Kanal1'i izlerken, D ve E kişileri de Kanal2'yi izlemektedir. C kişisi ise ya başka kanallara geçmiş veya izlemeyi bırakmıştır. Yapılan araştırmada izlenme analizlerinin daha detaylısı aynı yöntem kullanılarak dört ulusal yayın yapan kanal için yaş, cinsiyet ve sosyo-ekonomik statü gibi kriterlerle birlikte yapılmaktadır. Çalışmada 2010-2011 yıllarının ilk dakika reklam izleme dataları kanalların en çok izlenme oranının olduğu Prime-Time da denilen 20.00-24.30 saatlerinde yukarıdaki Tablo 4 tipinde çıkartılmıştır.

Televizyon reklamlarının izlenmesinde bilinmesi gereken temel kavramlar şöyledir:

- İzlenme Oranı (Rating)
- İzlenme Payı (Share)
- Erişim (Reach)
- Ortalama İzleme Süresi (ATS)

3.2.4.1 İzlenme Oranı

İzlenme oranı veya dakika başına düşen ortalama seyirci oranı adı verilen rating, televizyon programlarının yayında kalma durumlarını seyirci beğenisine bağlı kalarak gösterdiğinden televizyon programı yapımcıları açısından çok önemlidir¹⁴⁶. İzlenme Oranını anlamak için Tablo5 kullanılabilir.

Tablo 5: İzlenme Oranlarının Hesaplanması*

Saat	Kanal1	Kanal2	Toplam
21:01	1/5=%20	1/5=%20	2/5=%40
21:02	2/5=%40	1/5=%20	3/5=%60
21:03	2/5=%40	2/5=%40	4/5=%80
21:01-21:03	(20+40+40)/3dk	(20+20+40)/3dk	(40+60+80)/3dk
İzlenme Oranı	= % 33.3	= % 26.6	= % 60

* Tablo 4’deki değerlerden yararlanılmıştır.

Tablo 4’te verilen 5 kişilik evren düşünülürse ilk dakika da Kanal1 ‘de bir kişi, Kanal2’de bir kişi ve toplam televizyon izleyicisi iki kişi vardır. Kanal1 için ilk dakikada izlenme oranı 0,20, Kanal2 için 0,20 ve toplam izleyici oranı da 0,40 olur. İkinci dakikada izleyicilerin kanallarda dolaştığı düşünülerek oranlarda değişiklikler olmuştur. İkinci dakikada bu sefer Kanal1’in izlenme oranı 0,40’a çıkmış, Kanal2’nin ise 0,20’de kalmıştır. Bütün izleyicilerin ancak %60’ı o dakikada televizyon başındadır. Üçüncü dakikada ise Kanal1 izleyicisi aynı kalmış ama Kanal2’yi yeni biri izlemeye başlamıştır. Böylece toplam oran %80’e ulaşmıştır. Tablo 5’ten anlaşıldığı gibi Kanal1’in 21:01 ile 21:03 arasında 3 dakikalık sürede 5 kişilik evren baz alındığında izlenme oranı %33.3 iken aynı şartlarda Kanal2’nin izleme oranı %26.6 dır. Tüm kanalların toplam izlenme oranı da %60 olmuştur. Bu şekilde izleyenlerin oranlarının

¹⁴⁶ How Are Tv Ratings Calculated?http://www.ehow.com/facts_5318571_tv-ratings-calculated.html (16 Mayıs 2012)

izlenen dakikaya bölünmesi belirtilen kanalların izlenme oranını vermektedir. Kanalın belirlenen süre içinde genel izlenme oranı böyle elde edilmektedir.

3.2.4.2 Paylaşım

Belirli bir kanalın izlenme payı veya toplam izlenmeden alınan pay olarak isimlendirilen Paylaşım, bir televizyon programının aynı anda gösterimde olan diğer televizyon programlarına kıyasla ne kadar izlendiğinin bilgisini verir¹⁴⁷.

Tablo 6: Paylaşım Oranlarının Hesaplanması

Saat	Kanal1	Kanal2	Toplam
21:01	20/40=%50	20/40=%50	40/40=%100
21:02	40/60=%66.6	20/60=%33.3	60/60=%100
21:03	40/80=%50	40/80=%50	80/80=%100
21:01-21:03	33.3/60 = %55.6	26.6/60 = %44.4	60/60 = %100

İki kanallı bir örneklem varsayalım. Kanal1’de belirtilen dakikada 20 kişi televizyon izliyorsa, Kanal2’de de 20 kişi varsa toplam 40 kişiyi o dakika yüzde elli oranında iki kanal paylaşmış olur. İkinci dakika Kanal1’in izleyicisinin 20 kişi daha arttığı ve Kanal2 seyircisinin kanalında kaldığı düşünülürse bu sefer toplam altmış kişi televizyon izlerken, izleyenlerin, bütün evrenin değil, %66,6’sı Kanal1 geri kalan %33,3’ü Kanal2’yi seyretmektedir. Üçüncü dakika Kanal2’yi 20 kişi daha izlerse bu sefer paylaşım yüzde elli yüzde elli olacaktır. Üç dakika televizyon izleyenler arasında Kanal1 %55,6, Kanal2 ise %44,4 oranlarında tercih edilmiştir. Paylaşım genel izlenme oranı gibi televizyon kanallarının izlenme oranlarını veren bir kriterdir. Aslında o dakika televizyon izleyicisinin ne kadarına hitap ettiğini ölçmesi bakımından kanallar için genel izlenme oranından önemlidir. Paylaşım hesaplamalarının anlaşılması için Tablo 6 kullanılmıştır.

¹⁴⁷ Advertising Metrics, <http://www.marketing-metrics-made-simple.com/advertising-metrics.html>

(27Haziran 2012)

3.2.4.3 Ulaşılabilirlik

Bir kanalı belirli bir zaman aralığı içerisinde en az bir dakika izleyen farklı kişilerin evrene oranına ulaşılabilirlik veya erişim denir.

Tablo 7: Ulaşılabilirlik Oranlarının Hesaplanması

Saat	Kanal1	Kanal2	Toplam
21:01	1/5=%20 (A)	1/5=%20 (B)	2/5=%40 (A,B)
21:02	2/5=%40 (A,B)	1/5=%20 (C)	3/5=%60 (A,B,C)
21:03	2/5=%40 (A,B)	2/5=%40 (D,E)	4/5=%80 (A,B,D,E)
21:01-21:03	AB %40	BCDE %80	ABCDE %100

İki kanal ve beş kişilik bir evren varsayılın. İlk dakika da Kanal1 bir (A), Kanal2 bir (B) izleyici kitlesine ulaşsın. İkinci dakikada Kanal1’de iki izleyici (A,B) ve Kanal2’de bir izleyici olsun (C). Burada B bireyinin Kanal2’den Kanal1’e geçtiği ve C bireyinin Kanal2’ye geldiği anlaşılır. Üçüncü dakikada Kanal1’in izleyicilerinde değişiklik olmazken Kanal2’den C bireyi gitmiş onun yerine D ve E bireyleri gelmiştir. Tablo 7’de görüldüğü gibi üç dakika boyunca Kanal1’i tercih eden farklı birey sayısı ikidir. (A ve B). Kanal2’yi tercih eden ise dört farklı bireydir: B,C,D,E. Toplamda beş kişilik bir evrende 21.01-21.03 zaman diliminde Kanal1 evrenin %40’ına ulaşmış iken, Kanal2 de bu oran %80 olmuştur. Toplamda evrenin tamamı kanallardan en az birini bu süre içinde seyretmiştir.

3.2.5.4 Ortalama İzlenme Süresi (ATS)

Ortalama izlenme süresi **Average Time Spent** kelimelerinin ilk harflerini oluşturan ATS olarak da geçmektedir ve adından da anlaşılacağı gibi bir kanalda ortalama bir programın veya belirli bir zaman periyodunda ne kadar süre izlendiğinin yaklaşık değerini verir. Bir kanalın izlenme dakikasını izleyen kişilere oranlama işlemi sonucunda ortalama olarak kanalın izlenme süresi bulunur¹⁴⁸.

¹⁴⁸ Adtools,Outdoor,http://advisionoutdoor.com/index.php?option=com_glossary&func=view&Itemid=84 &catid=31&term=GRP (erişim:16 Mayıs 2012)

Tablo 8: Ortalama İzlenme Süresi Hesaplaması

Saat	Kanal1	Kanal2	Toplam
21:01-21:03	A=3 dakika B=2 dakika	B=1 dakika C=1 dakika D=1 dakika E=1 dakika	A=3 dakika B=3 dakika C=1 dakika D=1 dakika E=1 dakika
ATS	$(3+2)/2$ = 2,5 dak.	$(1+1+1+1)/4$ = 1 dak.	$(3+3+1+1+1)/5$ = 1,8 dak.

İki kanaldan oluşan beş izleyicilik örneklemin olduğu varsayılın. Üç dakikalık süre içinde A bireyi Kanal1’de 3 dakika, B bireyi 2 dakika televizyon programı seyretmiş olsun.Kanal2’de üç dakikada televizyon izleyenler B,C,D ve E bireyleri olarak birer dakika seyredilmiş olsun. Tablo 8’de verildiği gibi Kanal1’in 21.01 ile 21.03 zaman aralığında toplam 5 dakika ve 2 kişi tarafından izlendiği ve ortalama izlenme süresinin 2,5 dakika olduğu anlaşılmaktadır. Kanal2’yi ise her biri birer dakikadan dört kişi izlemiş olup, aynı zaman aralığında ortalama izlenme süresi 1 dakikadır. Her iki kanalın beş kişi tarafından toplam ortalama izlenme süresi 1,8 dakikadır.

3.3 Araştırma Verilerinin Elde Edilmesi ve Tanımlanması

Bu çalışmada kullanılan verilerin elde edilmesi bütün yukarda bahsedilen sistemi kullanan uluslararası bir medya araştırma kuruluşundan alınmıştır ve televizyon kanallarının rekabetçi ortamından dolayı ismi açıklanmamaktadır. Türkiye’de hemen hemen benzer yayın politikasına sahip olan dört ulusal kanal arasında yapılan araştırma da televizyon kanalları da, gerçek isimlerinin isim hakkını korumak amaçlı, Kanal1, Kanal2, Kanal3 ve Kanal4 olarak isimlendirilmiştir. Belirtilen Televizyon kanallarının dizilerin arasında reklam girişlerine bağlı olarak izleyici kitlesinin yaş, cinsiyet, sosyo-ekonomik statü karşılaştırmaları kıyaslanıp, Türkiye geneli için reklamlarda yaş,

cinsiyet, sosyo-ekonomik statü ve izlenme oran parametrelerine bağı olarak belirlenen izleyici kitlesinin kanal değıştirme eğilimi araştırılmıştır.

2010 Nisan -2011 Nisan zaman diliminde toplam izleyici evreninden 20.780 kişilik örneklem tabakalı örneklem metoduna göre Clemantine 14.0 bilgisayar paket programı kullanılarak elde edilmiştir. Televizyon reklam izlemede ilk bir dakika da reklamda kalma kriteri baz alınmıştır. Benzer yayın politikasına sahip dört ulusal kanalın reklamların ilk dakikasnda izleyici davranışları olarak karşılaştırılması yapılmaktadır. Kanalların karşılaştırılmasında cinsiyet, yaş kategorileri ve sosyo-ekonomik statüler bağımsız değışkenler olarak kullanılmıştır. Cinsiyet değışkeni nominal düzeydedir ve kadın izleyiciler (0), erkek izleyiciler (1) olarak kodlanmıştır. Yaş gruplarını gösteren yaş bağımsız değışkeni de ordinal düzeydedir. Yaş için belirlenen beş kategori vardır: 5-11, 12-19,20-34,35-44,45 ve üstü. Yaş bağımsız değışkenini de kodlarsak, 5-11 için (1), 12-19 için (2), 20-34 için (3) ,35-44 için (4), 45 ve üstü yaşlar için (5) olur. Sosyo-ekonomik statü değışkeni de dört ayrı kategoriden oluşmuştur: A, B, C, D. En iyi sosyo-ekonomik statü A olarak algılanırsa ordinal düzeyde kodlama şöyle olacaktır: A(4), B(3),C(2) ve D(1). Ayrıca reklamların genel izlenme oranı içinde oranını veren bireyin yüzde kaçlık dilimde genel izlenme oranına göre reklam izlediğini gösteren oransal 'Rating' değışkeni vardır. Reklamdan bir dakika önce televizyon programını seyredip reklam girdiğı anda kanalı terk etmeyen izleyicilerin oranını veren diğ er bir oransal değışken de 'Sadakat' değışkenidir. Böylece kanalın reklamların ilk dakikasnda izleyicisinin ne kadarını tuttuğı sorgulanabilecektir. Rating değışkeni kavramsal olarak İzlenme Oranına, Sadakat değışkeni de Paylaşım a benzetilebilir.

BÖLÜM IV

UYGULAMA

4.1 Çalışmanın Amacı

Bu çalışmanın amacı, dakika bazlı reklam izlenmesine bakarak ilk dakika da Türkiye’de televizyon reklamlarında seyirci davranışının televizyonda yayın yapan kanallara göre değişkenlik gösterip göstermediğini ve reklamlarda kalma adına belirlenen özelliklerdeki reklam izleyicisinin modelini kurabilmenin mümkün olup olmadığını araştırmaktır. Bu amaçla öncelikle, elektronik ölçüm sistemlerinden en doğru veriler alınarak, 2010-2011 yılları arasında Prime-Time denilen (20.00-24.30) zaman diliminde kişilerin ilk dakika reklam izleme tercihleri belirlenmiştir. Örneklemin büyüklüğü görülerek tüm Marmara bölgesi genelinde 20.780 kişilik bir kesit tabakalı örneklem methodologyla rassal seçilmiştir. Daha sonra bu belirlenen örneklem grubuna log-olabilirlik ve multinomial lojit modelleri kurulmuştur.

4.2 Veri Yapısı

Türkiye’de televizyon reklam geliri 2009 yılı için 900 milyon doları bulmaktadır ve bu miktar tüm reklam giderlerinin %52’sini oluşturmaktadır ve bu oran 2010 yılında %55’e çıkmıştır¹⁴⁹. OECD’nin 2011 yılı verilerine göre Türkiye 3 saat 48 dakika ile günlük kişi başı televizyon izleme de dünyada 7.sırada yer almaktadır¹⁵⁰.Televizyon reklamları da doğrudan izlenme oranları ile doğrudan orantılıdır¹⁵¹. Bu gerçek reklam verenlerin en fazla kitleye ulaşmak için televizyon kanalı seçimine gidecektir. Televizyon kanalları da yapı itibariyle birbirlerinden farklı oldukları görülmektedir. Televizyon kanalları yaptıkları yayın türleri olarak çeşitli şekillere ayrılabilir. Yayın

¹⁴⁹ Reklamcılar Derneği, Harcama Raporu 2009-2010, <http://www.rd.org.tr> (erişim:23 Nisan 2011)

¹⁵⁰ OECD, OECD Communication Outlook 2011, 2011, s.240.

¹⁵¹ Moshe Givon ve Abraham Grosfeld-Nir , “Using Partially observed Markov processes to select optimal termination time of TV shows”, **Omega** , Vol 36, no.3.,2008, s.477-485

yaptığı bölge olarak önce iki gruba ayrılabilir; ulusal ve bölgesel. Ayrıca ister bölgesel olsun ister ulusal olsun televizyon kanalları hedef kitle belirleyerek genel, haber, spor, müzik ve ticari satış yapanlar gibi değişik yelpazede yayın yapmaktadırlar. Belirlenen dört ulusal kanalın izlenme oranlarındaki rekabet reklam izlemeye de yansıyacaktır. Reklam izlemede bir senelik 2010 Nisan-2011 Nisan arası kişi dakika bazlı data için gözlem sayısı 3.942.000'dir. Bu gözlem sayısından Clementine 14.0 paket programı kullanılarak 20.780 birey gözlemi tabakalı örneklem seçilerek veri seti elde edilmiştir. Televizyon reklamlarında en çok payı ulusal kanalların aldığı düşünülürse, reklam verenler için izlenme oranlarında artma ve en fazla kitleye ulaşma isteği en fazla izlenen reklamların reklam girişindeki birinci dakika reklamları olduğunu reklam fiyatlandırılmasından da anlaşılmaktadır ¹⁵². 2010-2011 yılı eldeki verilerde dört kanalın ulusal bazda genel yayın yapan en çok izlenen kanallar olup benzer yayın politikasına sahip diğer televizyon kanallarının izlenme oranları çok düşük olduğundan analiz kapsamı dışındadır.

Tablo 9: Veri Setindeki Bireylerin Demografik Özellikleri

Cinsiyet	%*	Sosyo-ekonomik Statü	%*	Yaş Aralıkları	%*	Kanal izleyicileri	%*
Kadın	49,77	A	19,36	5-11	7,59	Kanal1	52,20
Erkek	50,23	B	25,32	12-19	20,66	Kanal2	16,67
		C	32,15	20-34	21,71	Kanal3	16,07
		D	23,17	35-44	27,21	Kanal4	15,06
				45 +	22,82		

4.3 Modelde Kullanılan Değişkenler

Çalışmada Türkiye'deki izleyicilerin 2010-2011 yıllarında program aralarında yapılan televizyon reklamlarının birinci dakikasında televizyon kanallarında kanal tercihlerinin yapılması multinomial lojit yönteminden yararlanılarak modellenmiş, kurulan modelde; cinsiyet, sosyo-ekonomik statü ve yaş kategorik değişkenlerinden ve kanalda kalma ve genel izlenme oranı sürekli değişkenlerinden faydalanılmıştır.

¹⁵² Moshe Givon ve Abraham Grosfeld-Nir , a.g.e., s.477-485

4.3.1 Cinsiyet Değişkeni

Televizyon kanallarında reklamları seyretme de cinsiyet faktörünün etkisi de olmaktadır. RTÜK 2006 yılında yaptığı bir araştırmada televizyonu genel seyretme oranı olarak Türkiye’de kadınların erkeklerden daha fazla televizyon karşısında vakit geçirdiğini ortaya koymuştur¹⁵³. Televizyon programlarının arasında giren reklamların ilk dakikasında bu değişken her bireyin kendine özgü tüketim eğilimlerine göre reklamda kalacağı bilgisini vermektedir. Modelde yer alan cinsiyet değişkeni (Cinsiyet) işlevsel olarak 2010 Nisan-2011 Nisan döneminde kadın ve erkek izleyicilerin ilk dakikada reklam izleme tutumu olarak tanımlanabilir. Bu durumda cinsiyetin iki (kadın-erkek) farklı ayrımı yapılır ve nominal ölçek ile ölçeklendirilir. Gölge değişkenin bir adet olması yeterlidir. Cinsiyet_1 olarak erkek izleyicileri gösteren gölge değişkendir, kadın izleyiciler için de Cinsiyet_0 alınır fakat bu gölge değişken referans alınmaktadır.

4.3.2 Yaş Değişkeni

Yaş (YAS) değişkeni, işlevsel olarak yaş gruplarını temsil etmektedir. Bu değişkende beş değişik kategori vardır.

Tablo 10: Yaş Değişkeninin Alt gruplarının Gölge Değişkenlerinin Aldığı Değerler

YaşGrupları	YAS_2	YAS_3	YAS_4	YAS_5
5-11 yaş	0	0	0	0
12-19 yaş	1	0	0	0
20-34 yaş	0	1	0	0
35-44 yaş	0	0	1	0
45 ve üstü yaş	0	0	0	1

¹⁵³ RTÜK, Anket 2006, <http://www.RTUK.org.tr> (erişim:1 Ağustos 2011)

Tablo 10’da yaşların ait oldukları gruplar için YAS_2, YAS_3, YAS_4, YAS_5 gölge değişkeninin aldığı değerler görülmektedir. 5-11 yaş aralığı (1.), 12-19 yaş aralığı (2.), 20-34 yaş aralığı (3.), 35-44 yaş aralığı (4.) ve 45 ve üstü yaş aralığı (5.) olarak belirlenen kategorilerin izlenmede Prime-Time zaman aralığında 5 yaş altı çocukların televizyon izleme oranı anlamlı sayıda olmadığından gruplandırmalar beş yaşından itibaren alınmıştır.

Bu değişken yaş gruplarında reklam izleme davranışlarını analiz etme imkanı sağlayacaktır. Türkiye’nin nüfus yapısı ve reklamlarda kullanılan hedef kitle göz önünde bulundurularak böyle bir kategori kümesi yapılmıştır. Bu kategorilerde en düşük 5-11 yaşlarının grubu ve en yüksekte 45 ve üstü yaş grubu olduğundan ölçekli sıralandırma 1’den 5’e kadar yapılmıştır. Yaş değişkeni sıra ölçek (ordinal) ölçeği ile yapılandırılır. Beş farklı yaş grubu olduğundan, modelde dört adet gölge değişkenden (YAS_2,YAS_3,YAS_4,YAS_5) yararlanılmıştır. Bu çalışmada YAS_1 veya (5-11) yaş grubu baz alınmıştır.

4.3.3 Sosyo-Ekonomik Statü Değişkeni

Bireylerin hangi sosyo-ekonomik statü grubuna üye oldukları panele girişte beyan edilmekte ve güncelleme dönemlerinde de tekrardan sorgulanmaktadır. Beyana dayalı endeks değerleri yardımıyla sosyo-ekonomik statü belirlenmektedir. Sosyo-ekonomik düzeyi oluşturmada eğitim düzeyi, oturulan semt, meslek ve evde bulunan beyaz –elektronik eşyalar (çamaşır makinesi, bulaşık makinesi, video kamera vb.) belirleyici olmaktadır. Tüketim paneli şirketi analizlerinde dört farklı sosyo-ekonomik statü düzeyi (A,B,C,D) temel almaktadır.

Tablo 11’te sosyo-ekonomik statü gruplarına göre, SES_A, SES_B, SES_C, gölge değişkenlerinin aldığı değerler verilmiştir.

Tablo 11: Sosyo-ekonomik Statü Değişkeninin Alt Statü Gruplarına göre Gölge Değişkenlerinin Aldığı Değerler.

Sosyo-Ekonomik Statü Grupları	SES_A	SES_B	SES_C
A sosyo-ekonomik statüsü	1	0	0
B sosyo-ekonomik statüsü	0	1	0
C sosyo-ekonomik statüsü	0	0	1
D sosyo-ekonomik statüsü	0	0	0

Bunlardan en yüksek A grubunun (1.) ve D grubunun en düşük (4.) sosyo-ekonomik düzeyi temsil ettiği kabul edilmektedir. Bu durumda sosyo-ekonomik statü değişkeni de sıra ölçek (ordinal) ölçeği ile ölçülmüştür. Sosyo-ekonomik statü değişkeni (SES) dört farklı sosyo-ekonomik düzey olduğundan üç adet gölge değişken kullanılmıştır; SES_A , SES_B, SES_C sırasıyla A, B ve C sosyo-ekonomik düzeylerini göstermektedir. Ayrıca SES_D de D sosyo-ekonomik statü içindir ve referans statüsüdür.

4.3.4 Kanallar Değişkeni

Bağımlı değişken olarak kanal değişkeni (Y:Kanal) dört alt kategoriden oluşmaktadır. Her bir kategori farklı bir ulusal yayın yapan televizyon kanalını göstermektedir. Kanalların birbirine göre bir üstünlük sırası olmadığından nominal ölçekli ölçeklendirme yapılmıştır. Bu şekilde sadece isimlendirme amaçlı olarak kanalların değişkenleri; Kanal1, Kanal2, Kanal3 ve Kanal4 olarak belirlenmiştir. Televizyon izleyicisinin demografik yapısının bilindiği ve izleyicilerin reklamda seyretmenin ilk dakikasının kanallara göre davranış değiştirip değiştirmediğinin test edilmesi adına dört ulusal yayın yapan televizyon kanalı bağımlı değişken kategorisindedir. Kanallar bu şekliyle ikiden fazla kategori oluşturmuş olup multinomial lojit modelde analiz edilmiştir. Ayrıca aynı kanal değişken kategorileri log-doğrusal modellerde bağımsız değişken kategorisinde ele alınıp modeller arası karşılaştırmalar

yapılarak diğ er deęiřkenlerin kategorileri arasında daha detaylı analiz imkanları da saęlayabilirler.

4.3.5 Sadakat Deęiřkeni

Reklamda ilk dakikada aynı kanalda kalmayı belirlemek adına televizyon programlarını seyreden bireylerden kaçta kaç oranda reklam izledięi belirlenmesi bir  l  t olur. Bu y zden televizyon programında reklama girilmeden hemen bir dakika  ncesinin program izleyicisi ile bir dakika sonra reklam izleyenlerin sayıları oranı bize reklamın g rel  izlenme oranını verir. İlk dakikada reklam izleyen birey sayısının reklamdan hemen  nceki izleyicilere oranı, reklam izleyen kiřinin sadakat deęiřkeni (X_9 :Sad) olarak belirlenecektir. B ylece reklam izleme i in kanala olan sadakat g zlemlenmiř olur. Sadakat deęiřkeni oransal bir yapı i inde s rekli bir deęiřkendir. Her bir birey i in belirlenen grup  zelliklerinin davranıřını g zlemlemeye yardımcı olur. Bir birey televizyon programını izlerken bir anda karřılařtıęı reklamlarda kanalda kalıyorsa kendi benzer  zelliklerine sahip bireylerle birlikte bir izleme oranına ulařılmıř olacaktır. Bu oransal deęer reklam izlemenin o birey i in sadakat deęeri olacaktır.  rneęin reklam  ncesi televizyonu belirlenen  zelliklere g re elli bin kiři izliyor ve reklam girdięinde aynı  zelliklerdeki lerden kırk bini reklamdan ayrılıyor ise kalan on bin kiři i in reklamda kalma oranı y zde yirmi olacaktır. Bu deęiřkenlerin bireylerin reklamda kalma tutumlarını g rmek adına  nemlidir. Bu sayede birey  zelliklerine g re program izleyicisinin program arası giren reklamları izleme durumları analiz edilebilecektir.

4.3.6 Genel Reklam İzleme Deęiřkeni

Reklamların ilk dakikasında izleyici davranıřının aynı dakikada belirlenen kanallardaki izleyicilerle olan kıyaslaması sonucuna g re oluřturulan bir deęiřkendir. İzlenme oranı (X_{10} : Rating) dedięimiz deęiřkende genel izleyicilerden kaçta kaçının o dakikada belirlenen kanalda reklam izledięi g zlenmektedir. Kanallar arasında belirlenen  zelliklere uygun yapıda bireylerin reklam izlemesinin oransal olarak ifade edilmesidir. Reklamların kanallarda izlenme oranlarını veren ‘Rating’ deęiřkeni belirli

kanalın belirli özelliklerdeki reklam izleyicisinin verilen tüm kanallarda seyirciye kıyas ederek reklam izleme oranını vermektedir. Bize genel izlenme içinde reklam izleyenlerin oranlarını verir. İzleyici davranışı açısından reklamların hangi oranda belirlenen özelliklerdeki izleyiciyi yakaladığının bir göstergesidir. Örneğin belirlenen özelliklerde on bin kişi reklam izliyor ve o dakikada tüm televizyon izleyicisinin yüz bin olduğu biliniyorsa, reklamı o an izleyen bir bireyin reklam izleme oranı yüzde on olarak hesaplanacaktır. Bu oran belirlenen bireyin reklam izleme oranı olduğundan reklamlarda kalanların yapısını da göstermektedir.

4.3.7 Cinsiyet ve Yaş Etkileşim Değişkeni

Bağımsız değişkenin başka bağımsız değişkene göre farklılık gösterdiği düşünülürse etkileşim terimleri modele eklenerek yeni modeller oluşturulabilir. Yaş değişkeni cinsiyete göre de değişkenlik gösterebilmektedir. Bu durumda yaş ile cinsiyet değişkenlerinin kombinasyonundan oluşan yeni bir değişken tanımlamak gereklidir. Genel yapısı (Cinsiyet X YAS = CY) olarak oluşturulan bu yeni değişken daha spesifik bilgileri de analiz etmesi adına yararlıdır.

(CY) değişkenine ait tüm alt kategori değişkenleri Tablo 12’de gösterilmiştir.

Tablo 12: Cinsiyet ve Yaş Etkileşim Değişkenine Ait Tüm Alt Kategori Değişkenlerinin Açıklaması

Kadın İzleyici ve YAS Kategorisi	Erkek İzleyici ve YAS Kategorisi
CY0_1:Kadın-(5-11) yaş kategorisi	CY1_1:Erkek-(5-11) yaş kategorisi
CY0_2:Kadın-(12-19) yaş kategorisi	CY1_2:Erkek-(12-19) yaş kategorisi
CY0_3:Kadın-(20-34) yaş kategorisi	CY1_3:Erkek-(20-34) yaş kategorisi
CY0_4:Kadın-(35-44) yaş kategorisi	CY1_4:Erkek-(35-44) yaş kategorisi
CY0_5:Kadın-(45 ve üstü) yaş kategorisi	CY1_5:Erkek-(45 ve üstü) yaş kategorisi

İki farklı değişimin etkileşimini gösteren CY değişkeni kendi başına ayrı bir bağımsız değişkendir. Böylece (Cinsiyet_0 X YAS_1 = CY0_1) değişkeni (5-11) yaş kategorisindeki kadın izleyiciyi gösterirken, (Cinsiyet_1 X YAS_4 = CY1_4) değişkeni de (35-44) yaş kategorisinde erkek izleyicinin gösterimidir. Tablo 12’de belirtilen şekliyle tüm alt etkileşim kategorileri verilmiştir. Etkileşim değişkenleri yorumlamada

zorluklara ve bazı kayıplara neden olsa da her yaş kategorisini cinsiyet ile birlikte gösterdiği için daha iyi analiz sonuçları elde edilebilmektedir.

4.3.8 Cinsiyet ve Sosyo-ekonomik Statü Etkileşim Değişkeni

Sosyo-ekonomik statü ile cinsiyet değişkeninin birbiri üzerinde etkileri olabilmektedir. Bu durumu belirlemek için sosyo-ekonomik statü ve cinsiyet değişkeninin kombinasyonundan yeni bir değişken üretilebilir. Hem cinsiyet hem de sosyo-ekonomik statü bilgisini bir arada barındıran (CS) değişkeni, Cinsiyet ve Sosyo-ekonomik Statü değişkenleri arasında etkileşim olup olmadığını gösterdiği gibi cinsiyetin sosyo-ekonomik statü üzerinde etkilerini ortaya koyan yeni bir değişkendir. Aynı anda iki bilgiyi sağlayan değişkenin reklam izlemede detaylı bilgi için analizlere katkısı olacaktır. CS değişkeni yukarıda bahsedilen (Cinsiyet X SES = CS) genel şekliyle ifade edilse de alt kategori değişkenlerinin kodlanması gerekir. CS için tüm alt kategori değişkenleri Tablo 13'te gösterilmiştir.

Tablo 13: Cinsiyet ve Sosyo-ekonomik Etkileşim Değişkenine Ait Tüm Alt Kategori Değişkenlerinin Açıklaması

Kadın İzleyici ve SES durumu	Erkek İzleyici ve SES durumu
CS0_A: Kadın ve A Sosyo-ekonomik Statü	CS1_A: Erkek ve A Sosyo-ekonomik Statü
CS0_B: Kadın ve B Sosyo-ekonomik Statü	CS1_B: Erkek ve B Sosyo-ekonomik Statü
CS0_C: Kadın ve C Sosyo-ekonomik Statü	CS1_C: Erkek ve C Sosyo-ekonomik Statü
CS0_D: Kadın ve D Sosyo-ekonomik Statü	CS1_D: Erkek ve D Sosyo-ekonomik Statü

Burada Tablo 13'te gösterilenlere açıklık getirirsek; Cinsiyet_0 X SES_D = CS0_D değişkeni D sosyo-ekonomik statü grubunun kadın izleyicilerini göstermektedir. Aynı şekilde de Cinsiyet_1 X SES_B = CS1_B değişkeni B sosyo-ekonomik statü grubunun erkek izleyicilerini göstermektedir. CS etkileşim değişkeni bağımsız bir değişkendir ve bağımsız değişkenlerin etkileşimli hallerinin modellerde gösteriminde kullanılır.

4.3.9 Yaş ve Sosyo-ekonomik Statü Etkileşim Değişkeni

İki gölge değişkeninin birbirleri üzerinde etkilerinin olmasından yararlanarak kombinasyonlarından oluşacak yeni bir değişken modellerde farklılıklar oluşturur. Yaş ve Sosyo-ekonomik Statü değişkenlerinin kombinasyonundan YS değişkeni üretilir ($YAS \times SES = YS$). YS hem YAS hem de SES değişken bilgilerinin bir arada kullanılmasını sağlar. Böylece daha spesifik bilgilerin kullanılması da sağlanır. Bu şekilde üretilebilen tüm alt kategori bağımsız değişkenleri Tablo 14’te açıklanmıştır.

Tablo 14: Yaş ve Sosyo-ekonomik Statü Etkileşim Değişkenine Ait Tüm Alt Kategori Değişkenlerinin Açıklaması

Yaş Grubu ve Sosyo-ekonomik Statü	
YS1_A: (5-11) Yaş Grubu ve A Statüsünde	YS3_C:(20-34) Yaş Grubu ve C Statüsünde
YS1_B: (5-11) Yaş Grubu ve B Statüsünde	YS3_D:(20-34) Yaş Grubu ve D Statüsünde
YS1_C: (5-11) Yaş Grubu ve C Statüsünde	YS4_A:(35-44) Yaş Grubu ve A Statüsünde
YS1_D: (5-11) Yaş Grubu ve D Statüsünde	YS4_B:(35-44) Yaş Grubu ve B Statüsünde
YS2_A:(12-19) Yaş Grubu ve A Statüsünde	YS4_C:(35-44) Yaş Grubu ve C Statüsünde
YS2_B:(12-19) Yaş Grubu ve B Statüsünde	YS4_D:(35-44) Yaş Grubu ve D Statüsünde
YS2_C:(12-19) Yaş Grubu ve C Statüsünde	YS5_A: (45+) Yaş Grubu ve A Statüsünde
YS2_D:(12-19) Yaş Grubu ve D Statüsünde	YS5_B: (45+) Yaş Grubu ve B Statüsünde
YS3_A:(20-34) Yaş Grubu ve A Statüsünde	YS5_C: (45+) Yaş Grubu ve C Statüsünde
YS3_B:(20-34) Yaş Grubu ve B Statüsünde	YS5_D: (45+) Yaş Grubu ve D Statüsünde

YAS ve SES arasında etkileşimin varlığını da sorgulayan bu yeni değişken, modellerin daha detaylı analiz edilmesine de yardımcı olur. YS alt kategorilerden oluşmaktadır; örneğin $YS2_D = YAS_2 \times SES_D$, D sosyo-ekonomik statü deki (12-19) yaş kategorisi izleyicisi demektir.

4.3.10 Değişkenlere Ait İlişki Analizleri

Modelde kullanılan değişkenlerin birbirleriyle olan ilişkilerinde bağıl hareket etmemeleri gerekmektedir. Değişkenlerin birbirinin benzer yapısında olmaları

oluşturulan model ve çıkan sonuçlarda yanıltmalara sebep olacaktır. Bu yüzden modellerde kullanılan değişkenlerin her biri için uygun ilişki analizleri yapılmıştır.

4.3.10.1 Cinsiyet Değişkenine Ait İlişki Analizleri

Cinsiyet değişkeni ile diğer tüm değişkenleri karşılaştırılıp modellerdeki değişkenlerin birbirinden bağımsız olduğunu göstermek adına uygun olanlar Ki-Kare testi ile test edilmiştir. Tablo15'teki değerler incelendiğinde anlamlılık değerlerinin belirlenen şartları karşıladığı için Cinsiyet değişkeni ile diğer tüm değişkenlerin arasında anlamlı ilişki vardır.

Tablo 15: Cinsiyet Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları

Cinsiyet	Ki-Kare	sd	p
Kanal	11,37	3	0,010*
SES	402,3564	3	0,000
YAS	581,6819	3	0,000
Sad	17790,630	130	0,000
Rating	5228,183	49	0,000

*p < 0.05

Cinsiyet farklılığı diğer tüm değişkenlerin farklı olmasından kaynaklanmaktadır. Kanalları gösteren bağımlı Kanal değişkeni olup dört televizyon kanalını temsil etmektedir. YAS ile gösterilen yaş kategorilerinin olduğu değişkendir. SES ise Sosyo-ekonomik statü değişkenidir. Sad sadakat ve Rating'de genel izlenme oranı değişkenleridir. Tablo 15'teki bulgulardan hareketle genel olarak kurulan değişkenler arasında fark yoktur hipotezi ret edilip Cinsiyetteki farklılık ile diğer tüm değişkenler arasında teker teker farklılık olduğu sonucuna varılmıştır.

4.3.10.2 Sosyo-Ekonomik Statü Değişkenine Ait İlişki Analizleri

Sosyo-Ekonomik Statü (SES) ile diğer tüm değişkenleri karşılaştırılıp modellerdeki değişkenlerin birbirinden bağımsız olduğunu göstermek adına Ki-Kare

testi ile test edilmiştir. Tablo 16'daki değerler incelendiğinde anlamlılık değerlerinin belirlenen şartları karşıladığı için Sosyo-Ekonomik Statü değişkeni (SES) ile diğer tüm değişkenlerin arasında anlamlı ilişki vardır.

Tablo 16: Sosyo-Ekonomik Statü Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları

SES	Ki-Kare	sd	p
Kanal	92,4271	9	0,000
YAS	1500	12	0,000
Cinsiyet	402,3564	3	0,000
Sad	14534,508	147	0,000
Rating	56193,579	390	0,000

Tablodaki bulgulardan hareketle genel olarak kurulan değişkenler arasında fark yoktur hipotezi ret edilip Sosyo-Ekonomik Statü değişkenindeki farklılık ile diğer tüm değişkenler arasında ayrı ayrı farklılıklar olduğu sonucuna varılmıştır.

4.3.10.3 Yaş Değişkenine Ait İlişki Analizleri

Diğer nominal ve ordinal değişkenlerin karşılaştırılması gibi Yaş değişkeni de diğer tüm değişkenleri karşılaştırılıp modellerdeki değişkenlerin birbirinden bağımsız olduğunu göstermek adına uygun olanlar Ki-Kare testi ile test edilmiştir.

Tablo 17: YAS Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları

YAS	Ki-Kare	sd	p
Kanal	114,9034	12	0,000
SES	1500	12	0,000
Cinsiyet	402,3564	3	0,000
Sad	20329,009	196	0,000
Rating	74536,509	520	0,000

Tablo 17'deki değerler incelendiğinde anlamlılık değerlerinin belirlenen şartları karşıladığı için Yaş değişkeni ile diğer tüm değişkenlerin arasında anlamlı ilişki vardır. Tablodaki bulgulardan hareketle genel olarak kurulan değişkenler arasında fark yoktur hipotezi ret edilip Yaş değişkenindeki farklılık ile diğer tüm değişkenler arasında ayrı ayrı farklılığa neden olduğu sonucuna varılmıştır.

4.3.10.4 Kanal Değişkenine Ait İlişki Analizleri

Kanal değişkeni bağımlı değişken olup nominal çıktılar olarak düşünülse de diğer değişkenlerle ve kendi kategorileri arasında karşılaştırmalar yapılmıştır. Ki-Kare testi ile nominal ve ordinal düzeyde değişkenlerin bağımsızlıkları test edilirken, kanalların izlenme oranları da test edilmiştir. Tablo 18'deki değerler incelendiğinde anlamlılık değerlerinin belirlenen şartları karşıladığı için Kanal değişkeni ile diğer tüm değişkenlerin arasında anlamlı ilişki vardır.

Tablo 18: Kanal Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları

Kanal	Ki-Kare	sd	p
SES	92,4271	9	0,000
YAS	114,9034	12	0,000
Cinsiyet	11,37	3	0,010*
Sad	24149,612	147	0,000
Rating	62059,894	390	0,000

*p < 0.05

Tablodaki bulgulardan hareketle genel olarak kurulan değişkenler arasında fark yoktur hipotezi ret edilip Kanal değişkenindeki farklılık diğer tüm değişkenler arasında ayrı ayrı farklılığa neden olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 19: Kanallar Arası Karşılaştırmalı Ki-Kare Uygunluk Analiz Sonuçları*

	Kanal1	Kanal2	Kanal3	Kanal4
Kanal1	---	4500	4300	4000
Kanal2	4500	---	796,1151	736,6288
Kanal3	4300	796,1151	---	705,2098
Kanal4	4000	736,6288	705,2098	---

*Serbestlik derecesi her bir test için 1'dir ve tüm karşılaştırmalarda $p = 0,000$ çıkmıştır.

Tablo 19'da ulusal yayında olan dört kanalın birbirleri arasında yapılan ikili karşılaştırmaların her birinde izlenme oranında anlamlılık olduğu görülmüştür. Ayrıca dört kanalın toplu olarak Ki-Kare testi yapıldığında serbestlik derecesi 3 olan 93,946 Ki-Kare test değeri de $p=0,00$ için anlamlı olduğunu göstermektedir. Her dört kanalın izlenme oranları arasında farklılıklar olduğu anlaşılmaktadır ve genel hipotez ret edilip belirtilen kanallar arasında izlenme oranlarında anlamlı farklar olduğu görülür.

4.3.10.5 Sadakat ve Genel İzleme Değişkenlerine Ait İlişki Analizleri

Bu değişkenler sürekli bağımsız değişken olup birbirleriyle aralarında bir ilişki olup olmadığına Tablo 4.12 ve Tablo 4.13 yardımıyla bakılabilir.

Tablo 20: Sadakat Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları

Sad	Ki-Kare	sd	p
Kanal	24149,612	147	0,000
SES	14534,508	147	0,000
YAS	20329,009	196	0,000
Cinsiyet	17790,630	130	0,000
Rating	937014,97	6370	0,000

Tablo 20 Sadakat değişkenine ait ilişki analizlerini ayrı ayrı her değişken için göstermektedir. Tablodaki sonuçlar genel olarak kurulan değişkenler arasında fark yoktur hipotezini ret edip Sadakat değişkenindeki farklılık diğer tüm değişkenler arasında ayrı ayrı farklılığa neden olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 21: Rating Değişkenine Ait İlişki Analiz Sonuçları

Rating	Ki-Kare	sd	p
Kanal	62059,894	390	0,000
SES	56193,579	390	0,000
YAS	74356,509	520	0,000
Cinsiyet	5228,183	49	0,000
Sad	937014,97	6370	0,000

Tablo 21 Sadakat değişkenine ait ilişki analizlerini ayrı ayrı her değişken için göstermektedir. Tablodaki sonuçlar genel olarak kurulan değişkenler arasında fark yoktur hipotezini ret edip Rating değişkenindeki farklılık diğer tüm değişkenler arasında ayrı ayrı farklılığa neden olduğu sonucuna varılmıştır.

Ayrıca belirtilen değişkenlerin ilişkileri anlamlı ve olası farklılıklarda diğer tüm değişkenlerle ayrı ayrı incelendiğinde değişikliklere sebep olacaklardır. Sadakat ve Rating değişkenlerine Spearman testi yaparak $p=0,000$ sonucu bulunmuş ve anlamlı

farklılık değeri elde edilmiş olup farklı değişkenler olduğu görülmüştür. Spearman katsayısının 0,0438 değeri gibi çok düşük değer alması da bu durumu daha net göstermektedir.

4.4 Literatür Taraması

Televizyon izlemenin faktörlerinin ortaya konulduğu Darmon'un (1976) çalışmasında önemli değişkenler kanallar ve program çeşitleriydi. Regresyon analizinin kullanıldığı üç kanalın akşam 18.00-24.00 saatleri arası genel izleyicilerinin davranışları karşılaştırıldı. Gensch ve Shaman (1980) basit bir model geliştirdi. Bu model yeni zaman aralığına konulan televizyon programının kanallar arası izlenme oranını koruduğunu göstermekteydi. Trigonometrik fonksiyonların doğrusal kombinasyonu ile toplam televizyon izleyicisini tahmin edildiği modelde ikililerden oluşan bağımsız değişkenler kullanılmaktaydı. (Yaşlı-genç), (eğitimli-eğitimsiz) ve (kadın, erkek) olarak değişkenlerin girildiği ve sonucunda üç kanalın benzer programlarda izlenme oranlarını karşılaştıran modelde televizyon program çeşitliliği üzerinde durulmuştur. Program saatleri hakkında da bilgi veren bu çalışmaya karşılık Henry ve Rinne (1984) program etkilerine izin veren grup multinomial lojit modellemesi uyguladı. Bu modelin sonuçları Gensch ve Shaman'den (1980) daha iyiydi. Belirli zaman aralığında üç televizyon kanalının programlarını özelliklerine, yayınlandığı gece değişimine ve formatlarına uygun olarak karşılaştırdı. Programları karşılaştırmının yanı sıra Horen (1980) kanalları birbirine kıyas etti. Beş senelik izlenme oranlarını kullanarak, gözlenen değişimleri yüzde yetmiş oranında açıklayabildi. Bunu yaparken bir önceki yıl izlenme oranını ve rakip programların izlenme oranlarını tahminciler olarak kullandı. Gün, zaman ve kanalın besleme etkilerini de belirleyerek, toplam izlenme oranını tahmin eden bir yöntem geliştirdi. Fakat bu yöntemin bazı durumlarda realist olmadığı belirlendi. Özellikle birbirine rakip televizyon programlarının yarım saatlik izlenme oranları düşünülerek karşılaştırma yapılmıştı. Keton ve Schneider (1998), Heron(1980) çalışmasını tekrardan düzenledi ve genelleştirip realist hale getirdi. Program çeşitliliğini logistik modelleme ile üç kanal için test etti. Reddy, Aronson ve Stam (1998) aynı araştırmayı, kanala programın maliyetini de ekleyerek genişletti. Bu araştırmanın

sonucunda en uygun zaman diliminin optimum seyretme oranını verdiği gösterildi. Rust ve Alpert (1984) izleyicinin akışına veya başka bir ifadeyle seyircinin yöneldiği program yapısına uygun olarak yarım saatlik program tahminleri yaptı. Kullandığı lojit model daha sonra optimal televizyon program seçimini planlanan programlar arasında uygun programları gölge (dummy) değişkenleriyle seçmekte kullanıldı. Çünkü Rust ve Eechambadi(1989) izleyicilerin akış etkisini program tipi ve izleyici demografikleriyle ortaya çıkarmanın metodunu geliştirdi. Bu model bireyin yararlanma düzeyini de her bir izleyici bazında tahmin etmektedir. Yararlanma düzeyleri bir araya gelerek ortalama kanal paylaşımını tahmin eder, böylece ortalama kanal paylaşımı gelecekteki bir zaman aralığında televizyon kanallarının ayrı ayrı izlenme oranlarını tahmin etmekte kullanılabilir. Bunları yaparken pratikte kısıtlamalar da getirmektedir. Çocuk çizgi dizilerinin “Prime-Time” denilen akşam saatlerinde yayınlanmaması gibi. Tavakoli ve Cave(1996) zaman aralığını düşürüp kategorik değişkenleri de araştırdı. Lojit modelde her beş dakika için izleyici memnuniyeti, kanal ve televizyon programları çeşitliliğine bakılarak araştırılmış ve bu ölçümleri almak için insan-ölçer (people-meter) denilen elektronik anket cihazı kullanılmıştır. Goettler ve Shacher (2000) basit ama etkili bir model geliştirdi. Modelde gözlemlenemeyen data ve izleyici davranışları beraber kullanıldı. Programları en optimal amaçlı ayarlamayı düşünmese de bu şekilde kullanıldı. Kamakura ve Russal (1989) programda seçim yapanların yapısının homojen olmamasına karşılık programları seçmenin latent sınıfı multinomial lojit modele uygun olduğunu göstermiştir. Napoli (2001) dört kanalı modellediği ve programların ortak yapılarını bununla birlikte yapılan giriş ve çıkışların belirlendiği bir yıllık data kullandığı çalışmada regresyon modeli kullanmıştır. Bu çalışmanın devamı olan Danaher ve Mawhinney (2001) gölge (dummy) değişkenler kullanılarak hangi programların izlenme oranlarına göre tahmin edilmesi gerektiğini üç televizyon kanalını kullanarak program uzunluklarını belirleyerek tablolar kullanarak modellemiştir. Buraya kadar televizyon programları ve izlenme oranlarının regresyon modelleri ortak paydası altında incelendiğini gösterdik.

Reklamlarda kanallar arasında gezinti çok olmasına rağmen bu konuda yapılan çalışma sayısı sınırlıdır. Reklamlar bir programı böldüğünde reklam verenlerin karşılaştığı en büyük problem kanal değiştirme problemidir. Kanal değiştirme problemini sayılara dökme ve kanal değiştirenlerin genel profilini çıkarma adına ilk

alışmaları yapanlar Heeter ve Greenberg (1985) ve Yorke ve Kitchen (1985) olmuştur. Grup datası anketlerini kanal deęiştirme davranışları ölçümü olarak kabul edip datanın limitlerini davranış biçimi haline getirip kanal deęiştirme davranışının sonuçlarını çıkarttılar. Kneale (1988) ve Danaher (1995) insan-ölçer (people-meter) kullanarak datalarla kanal deęiştirme davranışı çalıştılar. Kişilerden anket yoluyla alınan sonuçlara çok yakın kanal deęiştirme davranış sonuçları elde ettiler. Gruplanmamış datalardan gelenin aksine reklam çıktığında izleyici oranlarının düşüşleri ve reklamın izlenme zamanları kayıt altına alınmıştır. “Bir program seyredilirken reklama girildiğinde izleyicinin yüzde kaçını izlemeye devam etti, ne kadarlık oranı ayrıldı?” Soruları karşılık buldu. Ayrıca reklamda kalanların reklam kuşağının ne kadarlık kısmını optimal anlamda izlediler. Zufryden, Pedrick ve Sankaralingam (1993) gruplanmamış (birey bazında) data kullansalar da kanal deęiştirmenin etmenlerine deęil daha çok marka tercihlerine odaklanmışlardır. Siddarth ve Chattopadhyay (1998) kanal deęiştirip deęiştirmemeyi olasılık modeli olarak görüp kararın iki kategorisine bakar; kanalda kalma veya kanalı terk etme. Bunu yaparken de reklamda kalma sürelerini test eder. Reklamda kalma süresinin 15 saniye ile 30 saniye arasında fark olmadığını göstermiştir. Bunun yanında başka araştırmalarda 30 saniyenin, ürünün markasını hatırlamada 15 saniyeden daha etkili olduğunu söylemektedir. Patzer (1991); Singh ve Cole (1993); Newell ve Henderson (1998). Bu anlamda bir dakika reklamda kalma süresi çok uzun bir süre olup, reklamın amacına ulaştığının göstergesidir. Alwitt ve Prabhaker (1994) çalışması burada yapılan çalışmaya benzer bir çalışmadır; gelir düzeyi, televizyona karşı tutum ve yaş deęişkenleri kullanılarak reklamlardan kaçma nedenleri araştırılmıştır. Song (2005) reklamlarda kalmamanın pek çok faktörlerinden bahsederken içinde bu araştırmada da konu olan yaş, cinsiyet ve gelir düzeyinin etkili olduğunu ispatını verir. Lee (2007) belirlenen bir ürünün satışını iyi yapabilmek için reklamları izleyenlerin demografik özelliklerinden bir modelleme yaparak kanallar arası farkı deęil de bir günün üç parçadan oluştuğunu kabul edip bu parçalar arasında farkları belirlemek için, yaş, cinsiyet, eğitim düzeyi ve meslek gibi demografik bağımsız deęişkenlerini kullanır. Belirli bir ürünün ilgili gruplarına ulaşmanın reklam zamanlarını bulur veya kimler reklamları hangi zaman aralıklarında seyrediyorlar kararını verir.

4.5 Bulgular

Bu bölümde, izleyen bölümlerde ayrıntılı olarak görüleceği gibi uyum iyiliği ve doğru tahmin gücü bakımından birbirine oldukça yakın 3 ayrı modele ait bulgular yer almaktadır. Model 1: Cinsiyet, Yaş (YAS), Sosyo-ekonomik Statü (SES), Sadakat (Sad) ve İzlenme Oranı (Rating) değişkenlerinden kurulan Multinomial Lojit Modeldir. Modelde; X_1 = Cinsiyet (Cinsiyet_1), X_2 = YAS (Yas_2), X_3 = YAS (Yas_3), X_4 = YAS (Yas_4), X_5 = YAS (Yas_5), X_6 =SES (Ses_A), X_7 = SES (Ses_B), X_8 = SES (Ses_C), X_9 = Sadakat (Sad), X_{10} = Genel İzlenme (Rating) olarak kullanılmaktadır.

$$\text{Model 1} = F (X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10})$$

Model için i. kişinin j. kanalda kalma fonksiyonu şöyledir:

$$U_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1i} + \beta_{2j}X_{2i} + \dots + \beta_{10j}X_{10i} \quad (4.1)$$

Model 1 basitlik ve yorumlama kolaylığı bakımından diğer modellere tercih edilebilir. Ana model olarak başlangıç için iyi bir model olarak değerlendirilir ve katsayıların yorumları kolaylıkla yapılabilir. Bu bakımdan marjinal etkiye dayalı katsayı yorumları ve izlenme kestirimleri analizlerinde karşılaştırma modeli olarak kullanılmıştır. Model 2’de ise birbirleriyle etkileşimli olan değişkenlerin modelde kullanımına yer verilmiştir. Böylece oluşturulan ikinci Multinomial Lojit Modelde etkileşimli yeni değişkenler katılırken Cinsiyet, Yaş, Sosyo-ekonomik Statü değişkenleri çıkartılmıştır. Model 2: Sadakat(Sad), İzlenme Oranı (Rating), CS(Cinsiyet X SES), CY(Cinsiyet X YAS) ve YS (YAS X SES) değişkenlerinden oluşmuştur. Modelde; X_9 = Sadakat (Sad), X_{10} = Genel İzlenme (Rating), X_{11} =CS(CS1_A), X_{12} =CS(CS1_B), X_{13} =CS(CS1_C), X_{14} =CY(CY1_2), X_{15} =CY(CY1_3), X_{16} =CY(CY1_4), X_{17} =CY(CY1_5), X_{18} =YS(YS2_2), X_{19} =YS(YS2_3), X_{20} =YS(YS2_4), X_{21} =YS(YS3_2), X_{22} =YS(YS3_3), X_{23} =YS(YS3_4), X_{24} =YS(YS4_2), X_{25} =YS(YS4_3), X_{26} =YS(YS4_4), X_{27} =YS(YS5_2), X_{28} =YS(YS5_3), X_{29} =YS(YS5_4) kullanılır.

$$\text{Model 2} = F (X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}, X_{15}, X_{16}, X_{17}, X_{18}, X_{19}, X_{20}, X_{21}, X_{22}, X_{23}, X_{24}, X_{25}, X_{26}, X_{27}, X_{28}, X_{29})$$

Model için i. kişinin j. kanalda kalma fonksiyonu şöyledir:

$$V_{ij} = \beta_{30j} + \beta_{9j}X_{9i} + \beta_{10j}X_{10i} + \dots + \beta_{29j}X_{29i} \quad (4.2)$$

Model 3 (Multinomial Lojit Model) ise Model 1 ve Model 2'nin tüm değişkenlerini barındıran bütüncül modeldir. Bu model kullanıldığında Model 1'in basit yapısı giderilecek ve Model 2'nin etkileşimli değişkenlerinin kayıpları önlenecektir. Bu durumda hem daha iyi tahmin gücü olması hem de etkileşim sonucu oluşan değişken kayıpları minimum seviyeye inmesi beklenmektedir. Model 3; ana model kabul edilen Model 1'deki (Cinsiyet, YAS, SES) değişkenleri kullanırken etkileşim değişkenli modelin, Model 2, etkileşim değişkenlerinden de (CS, CY, YS) yararlanmaktadır. Böylece ana modelde eksik kalan kestirim yorumlarını tamamlamak ve etkileşimde referans değişkenlerinden oluşan değişken kayıplarını önlemek amaçlanmıştır.

Model3 = F (X₁, X₂, X₃, X₄, X₅, X₆, X₇, X₈, X₉, X₁₀, X₁₁, X₁₂, X₁₃, X₁₄, X₁₅, X₁₆, X₁₇, X₁₈, X₁₉, X₂₀, X₂₁, X₂₂, X₂₃, X₂₄, X₂₅, X₂₆, X₂₇, X₂₈, X₂₉)

Model için i. kişinin j. kanalda kalma fonksiyonu şöyledir:

$$M_{ij} = \beta_{31j} + \beta_{32j}X_{1i} + \beta_{33j}X_{2i} + \dots + \beta_{60j}X_{29i} \quad (4.3)$$

Modellerin tahmininde her model için ayrı ayrı $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ değerleri elde edilecektir. Bu durum her üç model için geçerlidir.

4.5.1 Model 1'den Elde Edilen Bulgular

Bu çalışmada toplam 20.780 birey gözleminden yararlanılmıştır. Multinomial Lojit Modelde kullanılan bu gözlemlerin ilk dakikada reklamda kalma tercihlerinin frekans dağılımı kanallara göre şöyledir: Kanal1; 10.848, Kanal2; 3.464, Kanal3; 3.340, Kanal4; 3.128. Model tahminlerinde referans kategori olarak Kanal2 seçilmiştir. Denklem tahminlerinde STATA 11.1 istatistik yazılımından faydalanılmıştır.

Model 1'de kullanılan tüm değişkenler için katsayılar anlamlı ve katsayılar ait işaretler beklenen yöndedir. Model ileride görüleceği gibi olası senaryolara beklenen yönlerde tepki vermekte, kanallara ait ilk dakika reklamda kalmayı başarılı bir biçimde tahmin etmektedir. Multinomial Lojit Model Olabilirlik oran istatistiği 14.283,86 olarak %0,01 anlamlılık düzeyinde (p=0,0000) anlamlıdır.

Tablo 22: Model 1 Uyum Bilgisi ve Uyum İyiliği

Model 1	Model Uyum Bilgisi						Uyum İyiliği			
	AIC	BIC	-2LL	Ki-Kare	sd	p		Ki-Kare	sd	p
Sabit										
Terimli	50.578,12	50.601,94	50.572,12				Pearson	175827,77	423	0,000
Doymuş	36.354,25	36.616,35	36.288,26	14283,86	30	0,000	Sapma	36.288,26	423	0,000

Model uyum bilgisi ile Pearson ve Sapma değerlerine incelendiğinde kurulan modelin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Tablo 22 bu değerlerin tamamını Model 1 için göstermektedir.

Tablo 23: Model 1 Pseudo R²

Pseudo R ²	
Cox and Snell	0,504
Nagelkerke	0,553
McFadden	0,288

Bunun yanı sıra doğrusal regresyonda bulunan R² ile aynı anlama geldiği daha önceki bölümlerde anlatılan Pseudo R² değerleri de yüksek çıkmıştır (Tablo 23).

Model1 bir bütün olarak ele alındığında hem Olabilirlik oran testi (LR) hem de Wald test sonuçları bağımsız değişkenlerin Kanal bağımlı değişkenini açıklayan bağımsız değişkenlerin katsayılarında anlamlı sonuçlar çıktığını göstermiştir. Tablo 24 ve Tablo 25'te çıkan değerler bağımsız değişkenlerin katsayılarının sıfır olmadığının ispatıdır.

Tablo 24: Model 1’de Bağımsız Değişkenler için

Olabilirlik Oran Test Sonuçları

Kanal	Ki-Kare	sd	p
Cinsiyet	333,093	3	0,000
YAS	2427,055	3	0,000
SES	133,847	3	0,000
Sad	2699,895	3	0,000
Rating	10934,528	3	0,000

Tablo 24 incelendiğinde Olabilirlik Oran Testi sonuçlarına göre Kanal değişkenine bütün bağımsız değişkenlerin belirli oranlara etki ettiği görülmüştür.

Tablo 25: Model 1’de Bağımsız Değişkenler için

Wald Test Sonuçları

Kanal	Ki-Kare	sd	p
Cinsiyet	323,421	3	0,000
YAS	1947,475	3	0,000
SES	132,223	3	0,000
Sad	1941,520	3	0,000
Rating	5073,503	3	0,000

Tablo 25 incelendiğinde Wald Testi sonuçlarına göre Kanal değişkenine bütün bağımsız değişkenlerin belirli oranlara etki ettiği görülmüştür. Burada her iki test sonuçlarının her bir değişken için birbirine yakın değerler vermesi istenilen bir durumdur ve etkilerin kuvvetli olduğunu desteklemektedir.

Bu sonuçlar genel olarak aradaki etki düzeyini göstermektedir, alt kategorilere gidildikçe alt kategori katsayılarından bazılarının anlamlılık düzeyi istenen seviyede çıkmadığı gözlenmiş ve modelden çıkarılıp çıkarılmaması için ikili karşılaştırma testleri yapılmıştır. Çıkan sonuçlar anlamlı olduğundan modelde kalmaları uygun görülmüştür.

Marjinal etkileri görülenler; Kanal1 için SES_C ve Kanal4'te YAS_3 olmuştur. SES_C için ikili karşılaştırmalarda ki-kare istatistiği 72,66 olup %0.01 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır (p=0,0000). YAS_3_C için diğer kanalların aynı değişkeni ile yapılan karşılaştırmanın istatistiği 21,28 olup %0,01 anlamlılık düzeyinde (p=0,0001) anlamlıdır.

Multinomial lojit modelde çıkan sonuçların analiz tablosunda değişkenler, kategoriler, değişkenlerin katsayıları, bahis oranları (RRR) ve anlamlılık dereceleri elde edilir. Kanallara göre her biri ayrı üç model Kanal2 referans alınarak buradan çıkartılır.

Tablo 26: Model 1 için Multinomial Lojit Analizi (ReferansKategorisi:Kanal2)

	Kategori	Kanal1			Kanal3			Kanal4		
		Katsayı	RRR	p	Katsayı	RRR	p	Katsayı	RRR	p
Sabit		-1,756		0,000	2,025		0,000	-1,473		0,000
Cinsiyet ¹	Erkek	-0,809	0,445	0,000	-1,296	0,274	0,000	0,197	1,219	0,023
Yaş ²	(12-19)	-1,001	0,367	0,000	-1,009	0,364	0,000	0,269	1,308	0,225
	(20-34)	-0,443	0,641	0,000	-0,343	0,709	0,005	-0,146	0,864	0,000
	(35-44)	0,918	2,505	0,000	0,857	2,358	0,000	-1,135	0,321	0,000
	(45 +)	2,268	9,666	0,000	3,463	31,924	0,000	-1,864	0,155	0,000
Sosyo-ekonomik Statü ³	A	-0,957	0,384	0,000	-0,836	0,433	0,000	0,295	1,343	0,001
	B	-0,158	0,857	0,036	0,553	1,682	0,000	0,367	1,460	0,000
	C	-0,008	0,992	0,907	-0,171	0,842	0,047	0,295	1,813	0,000
Kanalda Kalma	Sadakat	6,603	737,689	0,000	2,282	9,800	0,000	-0,363	0,695	0,038
Genel İzlenme	Rating	-116,67	2,17E-51	0,000	-191,716	5,48E-84	0,000	47,442	4,02E+20	0,000

Referans Kategorileri: ¹ Kadın; ² (5-11) Yaş Grubu; ³ D Sosyo-ekonomik Statüsü.

Tablo 26'da görüldüğü gibi modelde cinsiyet için tahmin edilen katsayılar anlamlı ve bu katsayıların işaretleri beklenen yöndedir. Kanallarda erkek izleyicilerin kadın izleyicilere göre ilk dakika reklamda kalmasının tercihleri belirlenmektedir. Erkek izleyicilerin reklam izlemenin ilk dakikasında Kanal4'ü Kanal2'ye tercih ettikleri hatta tüm kanallar içinde erkek izleyicilerin ilk dakika reklam izleme için Kanal4'ü diğer tüm

kanallara tercih ettikleri görülmektedir. Aynı şekilde erkek izleyicilerin kadın izleyicilere göre Kanal1 ile Kanal2 arasında Kanal2'yi tercih ettikleri ve Kanal3 ile Kanal1 karşılaştırıldığında reklamda kalma olarak erkeklerin kadınlara göre gene Kanal1'i tercih ettikleri görülmüştür. Kanal2 ile Kanal3 arasındaki seçimlerde ise Kanal2'yi daha fazla tercih ettikleri ortaya çıkmıştır. Bu durumda reklamın ilk dakikasında reklam izlemede en fazla tercih edilen kanal kadın izleyicilere göre erkek izleyiciler için Kanal4 sonrasında Kanal2 ve Kanal1, en son tercih edilen de Kanal3 olmaktadır. Kadın izleyicilerin de en fazla reklamda kalmada Kanal3'ü tercih ettikleri, daha sonra sırasıyla Kanal1, Kanal2 ve Kanal4'ün geldiği anlaşılmaktadır. Yaş grupları arasında da kanallarda ilk dakikada reklamda kalma tercihleri arasında anlamlı bir ilişki olduğunu Tablo 26 göstermektedir. Modelde tüm yaş değişkenleri anlamlı çıktığından yaş arttıkça ilk dakikada reklamda kalma Kanal3'ün diğerlerinden daha fazla tercih edilme olasılığı vardır. Kanalda reklamda kalma olasılığı yaş arttıkça artma göstermesinde Kanal1 Kanal4'e göre daha çok tercih edilmekte en az reklamda kalma olasılığı yaşı artmasına karşılık Kanal2'de görülmektedir. Yaşlar kendi içlerinde kategorilere ayrıldığında da YAS_2 olarak bilinen (12-19) yaş kategorisi, YAS_1 (5-11) yaş kategorisine göre reklamın ilk dakikasında kanalda kalmak için Kanal4'ü Kanal2'ye tercih etmektedir. Bu yaş grubunun reklamda kalmak adına en fazla tercihi Kanal4 olurken, bu yaş grubu için en fazladan en aza izlemede tercih sıralaması şöyledir: Kanal4, Kanal2, Kanal1 ve Kanal3.

YAS_3 olarak tanımlanan (20-34) yaş kategorisi, (5-11) yaş kategorisi (YAS_1) baz alınarak reklamın ilk dakikasında kanalda kalmak için kanalları tercih sıralaması ise en çok izlenenden en aza doğru: Kanal2, Kanal4, Kanal3, Kanal1 şeklindedir. YAS_4 olarak belirtilen (35-44) yaş kategorisi, YAS_1 (5-11) yaş kategorisine göre reklamın ilk dakikasında kanalda kalmak için kanallarda ilk dakika reklamda kalma olarak en çok tercih edilen kanal Kanal1 olup, tercih sıralaması: Kanal1, Kanal3, Kanal2, Kanal4 şeklindedir. İzleyicilerin Kanal1'i referans kanal Kanal2'ye göre tercihleri yaklaşık iki buçuk kat fazladır. Aynı şekilde Kanal3 içinde tercih Kanal2'nin yaklaşık iki katı olmaktadır. YAS_5 olarak kodlanan (45 ve üstü) yaş grubu da YAS_1 (5-11) yaş kategorisi baz alınarak tercihlerde benzer bir durum sergilemektedir. Yalnız bu sefer Kanal3 reklam izlemede en fazla tercih edilen kanal olmakta referans kanalı Kanal2'nin otuz katı fazla oranda tercih edilmekte, en yakın takipçisi olan Kanal1'in de üç katı

fazla izleyicinin tercihi olmaktadır. (45 ve üstü) yaş grubunun tercih sıralaması kanallara göre şöyle olmaktadır; Kanal3, Kanal1, Kanal2 ve Kanal4.

Bireylerin sosyo-ekonomik statüleri ile ilk dakika kanalda kalma için kanal tercihleri arasında anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Modelde genel eğilim sosyo-ekonomik statü arttıkça Kanal4'ün diğer kanallardan daha fazla tercih edilme olasılığı olduğudur. Sonra sırasıyla; Kanal2, Kanal3 ve Kanal1 gelir. Sosyo-ekonomik statülerin alt kategorilere göre ilk dakika reklamda kalma eğilimleri şöyledir; SES_A grubu olarak kodlanan A düzeyinde sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerin D düzeyindeki sosyo-ekonomik statü, SES_D, izleyicilerine göre ilk dakika reklam izleme de en çok tercih Kanal4 olurken Kanal2 ikinci tercih edilendir. Sonrasında Kanal3 ve Kanal1 gelmektedir. SES_B grubu olarak kodlanan B düzeyinde sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerin D düzeyindeki sosyo-ekonomik statü, SES_D, izleyicilerine göre ilk dakika reklam izlemede en çok tercih ettikleri kanal, Kanal3'tür. B düzeyinde sosyo-ekonomik statüdeki izleyicilerinin D düzeyi statüsündekilere göre reklam izleme eğilimleri sırasıyla; Kanal3, Kanal4, Kanal2, Kanal1 şeklinde olmaktadır. C düzeyinde sosyo-ekonomik statüde bulunan televizyon izleyicisinin D düzeyi baz alınarak en yüksek olasılıkla Kanal4'ü seçtiği görülmüştür. Kanal2 ve Kanal1 birbirlerine çok yakın izleyici tercihleriyle ikinciliği paylaşırken C düzeyi statü grubunda ilk dakika reklam izlemede en az tercih edilen kanal Kanal3'tür. Belirtilmesi gereken bir diğer husus da Kanal4 dışında izlenme tercihlerinin birbirine çok yakın olduğudur.

Reklama girmeden bir dakika öncesi ile reklamı izleyen aynı kanal izleyicisinin kanalda kalma oranını gösteren Sadakat (Sad) değişkeni içinde tahmin edilen katsayılar anlamlıdır. Sadakat değişkenine göre kanallarda ilk dakika reklam izleme karşılaştırıldığında Kanal1 Kanal3'ten fazla tercih edilme olasılığındadır. Aynı şekilde Kanal3 Kanal2'den daha iyi izleyiciyi reklamda tutma eğilimindedir. Kanal2'nin de ilk dakika reklamda izleyiciyi tutma olasılığının Kanal4'ten iyi olduğu anlaşılmıştır. Bir dakika öncesinde televizyon programını izleyen reklam girdiği ilk dakika reklamda kalan izleyicinin sadakat adı verilen değişkeni için reklamda kalmanın tercihi kanallara göre Kanal1, Kanal3, Kanal2 ve Kanal4 şeklindedir. Sadakat değişkenine bakarak yapılan kanal tercihinde Kanal1'in Kanal2 baz alındığında bütün diğer kanallara göre sadakat değişkeni arttıkça çok fazla tercih edildiği bu bağlamda Kanal1 izleyicisinin en

sadık izleyici olduğu, tercih sıralamasında bu kanalın ardından gelen Kanal3’ünde diğer kanallara göre reklamda izleyiciyi çok iyi tuttuğu görülmüştür.

Genel izlenme değişkeni ile kanallar arası ilk dakika reklamda kalma arasında anlamlı ilişki vardır. İzlenme oranları artıkça ilk dakika reklamda kalma olasılıkları da kanallara göre değişkenlik göstermektedir. Kanal4 ile Kanal2’nin karşılaştırılmasında Kanal4, Kanal2 ile Kanal1’in karşılaştırılmasında da Kanal2’nin hatta Kanal3 ile karşılaştırıldığında da Kanal2’nin tercih edilme olasılıklarının fazla olduğu görülmüştür. Kanal1 ile Kanal3 karşılaştırılırsa Kanal1 için tercih edilme olasılıkları daha yüksektir. Genel izlenme (Rating) değişkeni ile ilk dakika reklamda kalma için kanal seçimi olasılıkları yüksekten düşüğe şöyle sıralanır: Kanal4, Kanal2, Kanal1, Kanal3. Genel izlenme oranında artış en fazla Kanal4 izleyicisini pozitif yönde etkilemektedir. Genel izlenme oranından hemen hiç etkilenmeyen kanal ise en son iki kanal olmaktadır.

Tablo 27: Model 1 için Doğru Tahmin Oranları (%)

Gözlemlenen	Tahmin Edilen				
	Kanal1	Kanal2	Kanal3	Kanal4	Doğruluk Oranı
Kanal1	10370	0	348	130	%95,6
Kanal2	1812	976	88	588	%28,2
Kanal3	2124	196	1020	0	%30,5
Kanal4	448	928	40	1712	%54,7
Toplam	14754	2200	1496	2430	%67,7

Tablo 27’de görüldüğü gibi Model 1 izleyicilerin genel olarak ilk dakika reklamda kalma tercihlerini %67,7 oranında doğru olarak sınıflandırmıştır. Model Kanal1 ve Kanal4 tercihlerini tahmin etmede görece olarak daha başarılıdır. Multinomial lojit modeli Kanal1’in %95,6’sını, Kanal4’ün de %54,7’sini doğru tahmin ederken aynı ölçüde başarıyı diğer kanallarda yakalayamamıştır. Ne var ki modelde Kanal2 ve Kanal3 doğru tahmin oranları görece olarak düşük görünse de normal tahminin üzerinde çıkma başarısını gösterip her ikisi de %25’ten fazla tahmin değerine ulaşmışlardır.

Tablo 28: Model 1 Hausman Test Sonuçları

Çıkarılan Alternatif	Ki-Kare	sd	p
Kanal1	-12.000	6	1,000
Kanal2	-696,31	6	1,000
Kanal3	-18.000	11	1,000
Kanal4	-9.600	6	1,000

Reklamlarda kanal tercih modelinde Multinomial lojit model yönteminden yararlanmak için İlintisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı prensibinin geçerli olması gerekir. Bu prensibin geçerliliği Hausman ve McFadden'ın Hausman testine bakılarak belirlenir. Yapılan testte alternatiflerin biri çıkarıldığında geride kalan alternatiflere ait parametrelerde anlamlı değişiklik olup olmadığına bakılır. Hausman testinden elde edilen tüm X^2 (Ki-kare) değerleri çok düşük çıkmış ve çıkan değerler hiçbir anlamlılık düzeyinde anlamlı çıkmadığından İlintisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı prensibi reddedilmemiştir.

4.5.2 Model 2'den Elde Edilen Bulgular

Model 2'nin Model 1'den farkı Model 1'de kullanılan bazı değişkenlerin çıkartılıp yerlerine etkileşimli bağımsız değişkenlerin konulmasıdır. Model 2 için Sadakat (Sad) ve Genel İzlenme Oranı (Rating) gibi sürekli değişkenler modelde kalırken, ana modeldeki Cinsiyet, YAS ve SES değişkenleri çıkartılarak onların yerine yeni modele çıkarttığımız değişkenleri de içine alan etkileşim değişkenleri eklenerek oluşturulur. Model 2 tahmin edilirken Sad, Rating değişkenlerinin yanı sıra CS, CY ve YS etkileşim değişkenleri kullanılmıştır. Model 1'de olduğu gibi Model 2 için de Multinomial Lojit Model uygulanmıştır. Kanal 2 bu modelde de referans kategorisi olarak kabul edilmektedir. Model 2'nin bir bütün olarak anlamlılığını test etmek için üretilen Olabilirlik Oran testi (LR) istatistiğinin değeri 15.405,90 olup bu değer %0,01

anlamlılık düzeyinde ($p=0,000$) anlamlıdır. Model 2’de kullanılan tüm değişkenler için katsayılar anlamlı ve katsayılara ait işaretler beklenen yöndedir. Model ileride görüleceği gibi olası senaryolara beklenen yönlerde tepki vermekte, kanallara ait ilk dakika reklamda kalmayı başarılı bir biçimde tahmin etmektedir.

Tablo 29: Model 2 Uyum Bilgisi ve Uyum İyiliği

Model 2	Model Uyum Bilgisi						Uyum İyiliği			
	AIC	BIC	-2LL	Ki-Kare	sd	p		Ki-Kare	sd	p
Sabit	50.578,12	50.601,94	50.572,12	15.405,90	63	0,000	Pearson	175.176,31	369	0,000
Terimli	50.578,12	50.601,94	50.572,12				Sapma	35.166,22	369	0,000
Doymuş	35.298,21	35.822,37	35.166,22							

Model uyum bilgisi ile Pearson ve Sapma değerlerine incelendiğinde kurulan modelin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu değerlerin tamamını Model 2 için Tablo 29 göstermektedir.

Tablo 30: Model 2 için Pseudo R^2

Pseudo R	
Cox and Snell	0,526
Nagelkerke	0,571
McFadden	0,305

Bunun yanı sıra doğrusal regresyonda bulunan R^2 ile aynı anlama geldiği daha önceki bölümlerde anlatılan Pseudo R^2 değerleri de yüksek çıkmıştır.Tablo 30 incelendiğinde bütün açıklama değerlerinin yüksek ve anlamlı çıktığı görülür.

Model 2 bir bütün olarak ele alındığında bağımsız değişkenler için yapılan hem Olabilirlik oran testi (LR) hem de Wald test sonuçları bağımsız değişkenlerin Kanal bağımlı değişkenini açıklayan bağımsız değişkenlerin katsayılarında anlamlı sonuçlar çıktığını göstermiştir. Tablo 31 ve Tablo 32’de çıkan değerler bağımsız değişkenlerin

katsayılarının sıfır olmadığının ispatıdır. Böylece modeli oluşturan katsayıların her bir bağımsız değişkenin modele katkı yaptığı gösterilmiştir.

Tablo 31: Model 2’de Bağımsız Değişkenler için Olabilirlik Oran Test Sonuçları

	Ki-Kare	sd	p
Sad	3085,21	3	0,00
Rating	12423,75	3	0,00
Gses1_A	313,70	3	0,00
Gses1_B	574,76	3	0,00
Gses1_C	144,22	3	0,00
Gyas1_2	19,36	3	0,00
Gyas1_3	84,64	3	0,00
Gyas1_4	371,64	3	0,00
Gyas1_5	358,33	3	0,00
Yses2_A	347,33	3	0,00
Yses2_B	42,47	3	0,00
Yses2_C	532,37	3	0,00
Yses3_A	20,15	3	0,00
Yses3_B	28,06	3	0,00
Yses3_C	139,35	3	0,00
Yses4_A	241,71	3	0,00
Yses4_B	545,23	3	0,00
Yses4_C	60,10	3	0,00
Yses5_A	11,13	3	0,01*
Yses5_B	407,35	3	0,00
Yses5_C	282,97	3	0,00

p*<0,05

Buna rağmen katsayılardan bazılarının anlamlılık düzeyi istenen seviyede çıkmadığından modelden çıkarılıp çıkarılmaması için ikili karşılaştırma testleri yapılmıştır. Çıkan sonuçlar anlamlı olduğundan modelde kalmaları uygun görülmüştür.

Bunun yanında anlamlı sonuç vermez görülenlerin bu modelde etkileşim değişkenlerinden bazıları olduğu belirlenmiş ve değişkenler için değişkenlik etkileşimleri yoktur denilebilir.

Tablo 32: Model 2’de Bağımsız Değişkenler için Wald Test Sonuçları

Kanal	Ki-Kare	sd	p
Sad	1986,97	3	0,00
Rating	4300,92	3	0,00
Gses1_A	321,80	3	0,00
Gses1_B	599,29	3	0,00
Gses1_C	136,485	3	0,00
Gyas1_2	19,27	3	0,00
Gyas1_3	86,65	3	0,00
Gyas1_4	372,72	3	0,00
Gyas1_5	316,44	3	0,00
Yses2_A	374,94	3	0,00
Yses2_B	44,25	3	0,00
Yses2_C	540,15	3	0,00
Yses3_A	20,61	3	0,00
Yses3_B	29,06	3	0,00
Yses3_C	142,45	3	0,00
Yses4_A	221,61	3	0,00
Yses4_B	502,29	3	0,00
Yses4_C	56,63	3	0,00
Yses5_A	11,14	3	0,01*
Yses5_B	386,08	3	0,00
Yses5_C	298,27	3	0,00

p* < 0,05

Model 2’de tüm katsayıların işaretleri beklenen haliyle ve Model 1’e paralel çıkmıştır. Etkileşim değişkenlerinin olması bazı değişkenlerde kayıplara ve yorumlamalarda zorluklara yol açsa da Model 1’de anlamlı çıkan sonuçlar Model 2’de anlamlı çıkmış, farklı katsayılarda olanlarda anlamlılık bozulmamıştır. Bununla birlikte bazı değişkenlerin etkileşimi gözlemlenmemiş fakat bu değişkenler de ikili

karşılaştırmalı testlerle modelde tutulmuşlardır. Marjinal etkileri görülenler; Kanal1 için CY1_2, YS2_B ve YS3_B ; Kanal3 için CS1_C, CY1_2 ve YS5_A ; Kanal4 için de CY1_3 ve YS5_A olmuştur. Kanal1'in CY1_2 değişkeni diğer kanalların aynı değişkeniyle teker teker karşılaştırılıp yapılan istatistiğin ki-kare değeri 19,27'dır ve 0,01 anlamlılık düzeyinde ($p=0,0002$) anlamlıdır. Kanal1'in YS2_B ve YS3_B değişkenleri de diğer kanalların aynı tip değişkenleriyle karşılaştırılınca sırasıyla 44,25 ki-kare değeri 0,01 anlamlılıkta ($p=0,000$) anlamlı, 29,06 ki-kare değeri 0,01 anlamlılıkta ($p=0,000$) anlamlı olarak bulunur ve modelde kalırlar. Kanal3 için CS1_C ikili karşılaştırmalarda 136,49 ki-kare değeri ve $p=0,000$ olarak anlamlıdır. YS5_A değişkeni ise 11,14 ki-kare değerinin küçüklüğüne rağmen anlamlılık düzeyi $p=0,01$ ile modelde tutulmuştur. Ayrıca CY1_3 'da 86,65 ki-kare değeri ve 0,01 anlamlılık düzeyinde ikili karşılaştırmalarda ($p=0,000$) anlamlı bulunmuştur. Bu durumda bütün değişkenler modelde yer almıştır.

Tablo 33'te anlaşıldığı gibi rating ve sadakat değişkenlerine ait tahmin edilen katsayılar anlamlı ve işaretleri beklenen yöndedir. Bu iki değişkenin yorumları Model1 ile paralellik gösterdiğinden burada yorumlarına yer verilmemiştir. Tablo 29'da daha çok etkileşimli değişkenlerin katsayıları ve birbirlerine olan bahis oranları açıklanmaktadır. A sosyo-ekonomik statüdeki erkek izleyicilerin, A sosyo-ekonomik statü kadın izleyicilere ve D sosyo-ekonomik statü erkek izleyicilere göre reklamın ilk dakikasında reklam izleme olasılıklarında kanallar arası tercihlerinde Kanal4, Kanal2'nin yaklaşık üç katı kadar fazla tercih edilmektedir. Kanal2 ise Kanal3 ve Kanal1'in neredeyse dört katı fazla tercih edilirken, en az tercih edilen Kanal1 olmuştur. A statüsündeki kadın izleyicilerde ise durum tam tersi olup D statüsündeki erkek izleyicilere göre kanal tercihleri en çoktan en aza şöyledir; Kanal1, Kanal3, Kanal2 ve Kanal4. B sosyo-ekonomik statü erkek izleyicisinin aynı statüdeki kadın ve D statüsündeki erkek izleyicilere göre kanal tercihleri Kanal4, Kanal2, Kanal3 ve Kanal1 şeklinde olsa da B statüsündeki erkek izleyiciler A statüsü erkekleri gibi Kanal4'ü Kanal2'nin üç katı fazla oranda tercih ederler. Fakat Kanal1 ve Kanal3 hemen hemen aynı olasılıkta olup Kanal2'nin sekiz kattan fazla gerisinde reklamların ilk dakikasında tercih edilmektedirler.

Tablo 33: Model 2 için Multinomial Lojit Analizi (ReferansKategorisi:Kanal2)

Değişken	Kategori	Kanal1			Kanal3			Kanal4		
		Katsayı	RRR	p	Katsayı	RRR	p	Katsayı	RRR	p
Sabit		-2,499		0,000	2,323		0,000	-1,691		0,000
CS ¹	CS1_A	-1,463	0,231	0,000	-1,339	0,261	0,000	0,999	2,715	0,000
	CS1_B	-2,062	0,127	0,000	-2,111	0,121	0,000	1,126	3,084	0,000
	CS1_C	1,103	0,231	0,000	0,147	1,159	0,306	0,708	2,029	0,000
CY ²	CY1_2	-0,212	0,808	0,111	0,034	1,035	0,809	-0,604	0,546	0,000
	CY1_3	-0,922	0,397	0,000	-0,611	0,542	0,000	0,082	1,086	0,491
	CY1_4	-1,766	0,171	0,000	-2,7	0,067	0,000	-1,1	0,332	0,000
	CY1_5	1,552	4,722	0,000	1,345	3,839	0,000	-0,645	0,524	0,000
YS ³	YS2_A	-2,135	0,118	0,000	-2,439	0,087	0,000	0,832	2,297	0,000
	YS2_B	-0,138	0,871	0,386	0,324	1,383	0,076	0,921	2,511	0,000
	YS2_C	-1,417	0,242	0,000	-1,922	0,146	0,000	1,01	2,745	0,000
	YS3_A	-0,417	0,658	0,004	-0,784	0,456	0,000	-0,159	0,852	0,000
	YS3_B	-0,171	0,843	0,176	0,401	1,494	0,007	0,205	1,228	0,000
	YS3_C	-0,942	0,389	0,000	-0,511	0,6	0,000	0,502	1,653	0,000
	YS4_A	1,916	6,794	0,000	2,472	11,851	0,000	-0,261	0,769	0,000
	YS4_B	2,097	8,144	0,000	3,056	21,262	0,000	0,155	1,168	0,000
	YS4_C	0,897	2,452	0,000	0,71	2,034	0,000	0,6	1,822	0,000
	YS5_A	0,487	1,627	0,003	0,233	1,26	0,314	-0,034	0,965	0,841
	YS5_B	1,631	5,106	0,000	3,171	23,853	0,000	-0,981	0,374	0,000
	YS5_C	0,378	1,459	0,002	2,511	12,326	0,000	-0,243	0,784	0,061
Kanalda Kalma	Sadakat	8,024	3055,56	0,000	2,567	13,033	0,000	-0,404	0,667	0,029
Genel İzlenme	Rating	-139,567	2,45E-41	0,000	-212,59	4,72E-93	0,000	40,004	24,5	0,000

Referans Kategorileri: ¹CS0,1_D; ²CY0,1_1; ³YS1_A,B,C,D ve YS1,2,3,4,5_D

Bu durumun tersi B statüsü kadın izleyicileri için geçerlidir, Kanal1 ve Kanal3 hemen hemen aynı tercih edilme olasılıkları ile birinci olurken, sonrasında Kanal2 ve Kanal4 gelmektedir. C sosyo-ekonomik statü erkek izleyicileri reklamın birinci

dakikasında C statüsündeki kadın ve D statüsündeki erkek izleyiciler referans alınarak kanal tercihlerinde Kanal1,Kanal4, Kanal3 ve Kanal2 sıralamasını yapmaktadır. Aynı statü grubu kadın izleyicileri D statüsündeki erkek izleyicilere göre Kanal2, Kanal3, Kanal4 ve Kanal1 sıralamasını yapmaktadırlar.

Yaş gruplarının cinsiyetle etkileşimi sonucunda ilk dakika reklam izleme olasılıklarının kanallara göre değiştiğini ve reklam izleme de hangi kanalın daha çok tercih edildiği CY değişkenlerinin katsayılarından hareketle yorumlanır. (12-19) yaş grubu erkek izleyiciler, (5-11) yaş grubu erkek ve (12-19) yaş grubu kadın izleyiciler referans alınarak kanal tercih sıralamasında ilk dakika reklam izlemede en çok Kanal3'ü sonra Kanal2'yi seyretmektedir. Kanal2'den sonra sırasıyla Kanal1 ve Kanal4 gelmektedir. (12-19) yaş grubu kadınların tercih sıralaması ise bu durumda tam tersi olacaktır; Kanal4, Kanal1, Kanal2, Kanal3. (20-34) yaş grubu erkek izleyicinin aynı yaş grubu kadın ve (5-11) yaş grubu erkek izleyiciye göre reklamın ilk dakikası kanalda kalma tercih sıralaması en çok izlenmeden en aza doğru şöyledir: Kanal4, Kanal2, Kanal3, Kanal1. Burada Kanal4 ile Kanal2 birbirine yakın oranda tercih edilse de Kanal1 ile aralarında iki kattan fazla tercih edilme olasılığı vardır. Aynı yaş grubunun kadınlarının tercih sıralaması da aynı bazda tam tersi olacaktır: Kanal1, Kanal3, Kanal2, Kanal4. (35-44) yaş grubu erkek izleyicilerin, (5-11) yaş grubu erkek izleyicilere ve (35-44) yaş grubu kadın izleyicilere göre kanallarda reklam izleme tutumları sırasıyla Kanal2, Kanal4, Kanal1 ve Kanal3 şeklindedir. Kanal2'de tercih edilme Kanal4'ün üç katı olurken, Kanal3'ün tercih edilme oranının yaklaşık on altı katıdır. Kanal3 en az tercih edilmekte ve en yakını Kanal1'in üçte biri oranında tercih edilmektedir. (35-44) yaş grubunun kadın izleyicilerinin reklama karşı tutumları da bu durumun tam tersi olacaktır: Kanal3, Kanal1, Kanal4, Kanal2. En yaşlı yaş grubu olan (45 ve üstü) yaş grubu erkek izleyicilerde kendi yaş grubu kadın ve (5-11) yaş grubu erkek izleyiciler referansında reklamın ilk dakikası kanal seçimlerinde (20-34) yaş grubu kadın izleyicilerin davranışında bulunmuşlardır: Kanal1, Kanal3, Kanal2 ve Kanal4. Böylece aynı yaş grubunun kadın izleyicisi de (20-34) yaş grubu kadın izleyicinin tersi eğilim gösterip kanal tercihlerini şöyle yapmıştır; Kanal4, Kanal2, Kanal3 ve Kanal1.

Ayrıca statü ve yaş kombinasyonlarının yaptığı tercihlerin sonuçları da aynı tablodan çıkartılabilir. YS olarak belirlenen yaş ve sosyo-ekonomik statü değişkenlerinin etkileşim değişkeninin alt kategori değişkenlerine göre kanallar arası

farklı tercihler olmaktadır. (12-19) yaşında A sosyo-ekonomik statüsündeki izleyiciler, (5-11) yaş grubunda A sosyo-ekonomik statüsünde ve (12-19) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündekilere göre reklamları ilk dakika seyretme de kanal tercihlerini şöyle yapmaktadırlar: Kanal4, Kanal2, Kanal1, Kanal3. En az tercih edilen kanalların tercih edilmeleri birbirine çok yakın olurken, en fazla tercih edilen Kanal4 ile aralarında çok fazla tercih edilme oranına rastlanmaktadır. (12-19) yaş grubu B sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerin (5-11) yaş grubunda B sosyo-ekonomik statüsünde ve (12-19) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündekilere göre kanal tercihlerinde en fazla seçilen kanal yine Kanal4'tür. Referans kanal Kanal2'nin yaklaşık üç katı tercih edilirken, diğer kanalların oranları birbirine çok uzak değildir. (12-19) yaş grubunda B sosyo-ekonomik statü izleyicilerinin kanalları tercihi şöyledir: Kanal4, Kanal3, Kanal2 ve Kanal1. (12-19) yaş grubu C sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerin (5-11) yaş grubunda C sosyo-ekonomik statüsünde ve (12-19) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündekilere göre kanal tercihleri aynı yaş grubunun A sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerle aynı sıralama içindedir: Kanal4, Kanal2, Kanal1, Kanal3.

(20-34) yaş grubunda A sosyo-ekonomik statüsünde olan izleyicilerin (20-34) yaş grubunun D sosyo-ekonomik statüsünde ve (5-11) yaş grubu A sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilere göre reklamların ilk dakikasında reklam izlemede kanal tercihleri Kanal2, Kanal4, Kanal1, Kanal3 şeklindedir. Aynı yaş grubunda statü B olduğunda (20-34) yaş grubunun D sosyo-ekonomik statüsünde ve (5-11) yaş grubu B sosyo-ekonomik statüsündekilere göre kanal seçimleri en çoktan en aza şöyledir: Kanal3, Kanal4, Kanal2 ve Kanal1. Yaş grubu aynı tutulup statü bir basamak aşağı çekildiğinde, kanallarda reklam izleme seçiminde de değişiklikler olmaktadır. Bu durumda (20-34) yaş grubunda C sosyo-ekonomik statüsünde olan izleyicilerin (20-34) yaş grubunun D sosyo-ekonomik statüsünde ve (5-11) yaş grubu C sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilere göre reklamların ilk dakikasında reklam izlemede kanal tercihleri Kanal4, Kanal2, Kanal1, Kanal3 şeklindedir. (20-34) yaş grubunda sosyo-ekonomik statü düzeyi her ne olursa olsun en az tercih edilen ya birinci ya da en az tercih edilen ikinci kanal Kanal1 olmaktadır. (35-44) yaş grubunun A sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerinin aynı yaş D sosyo-ekonomik düzeyindeki ve (5-11) yaş A sosyo-ekonomik düzeyindeki izleyicilere göre reklamların ilk dakikasında kanallarda reklam izleme davranışı kanallara göre değişkenlik göstermektedir. A sosyo-ekonomik

düzeşin (35-44) yaş aralıęında bulunan izleyicisi Kanal3'ü Kanal1'e iki katı oranda tercih etmektedir. Kanal2 ile Kanal4 hemen hemen yakın oranlarda seęilirken Kanal3 ile aralarında seęilme oranı yaklaşık on iki kat şeklindedir. Bu durumda kanalların seęilme sıralaması en fazladan en aza Kanal3, Kanal1, Kanal2 ve Kanal4 şeklindedir. (35-44) yaş grubunun B sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerinin aynı yaş D sosyo-ekonomik düzeyindeki ve (5-11) yaş B sosyo-ekonomik düzeyindeki izleyicilere göre reklamların ilk dakikasında kanallarda reklam izlemede kanal seęiminde ilk sırayı gene çok büyük farkla Kanal3 almaktadır. Kanal3'ü Kanal1 takip ederken, bu sefer Kanal4 üçüncü Kanal2 sonuncu gelmektedir. Aynı yaş grubunda C sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerde (35-44) yaş grubu D sosyo-ekonomik düzeyindeki ve (5-11) yaş C sosyo-ekonomik düzeyindeki izleyicilere göre kanalları tercih bir önceki sosyo-ekonomik statü ve (35-44) yaş grubunun en az tercih edilen iki kanalı sıralaması deęişmemiştir: Kanal4, Kanal2. İlk sıra bu sefer Kanal1'in olmuş onu Kanal3 takip etmektedir. Böylece C statü ve (35-44) yaşında olan izleyicilerin belirtilen referanslara göre reklamların ilk dakikasında kanal tercihi Kanal1, Kanal3, Kanal4, Kanal2 olmuştur.

En yaşlı izleyici grubunun sosyo-ekonomik statülerle kombinasyonu da kanallarda ilk dakika reklam izleme tercişini belirlemektedir. Bu yaş grubunda tercih oranları deęişse de sosyo-ekonomik statünün deęişmesinden etkilenmeyen sıralamada en son gelen iki kanal bulunmaktadır: Kanal2 ve Kanal4. İlk sıralamalar ise statüye göre deęişkenlik göstermektedir. (45 ve üstü) yaş grubu A sosyo-ekonomik statüsündeki izleyiciler, (45 ve üstü) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündeki ve (5-11) yaş grubu A statüsündeki izleyicilere göre reklamın ilk dakikasında Kanal1 en fazla tercih edilmektedir. Sonrasında gelen kanalların tercih edilme oranları birbirine çok yakındır. Kanallar arası oranlar yakın olsa da bir sıralama ortaya çıkmaktadır. Bu sıralama en fazla tercih edilen Kanal1'i de içine katarak verilirse, Kanal1, Kanal3, Kanal2, Kanal4 şeklindedir. (45 ve üstü) yaş grubu B sosyo-ekonomik statüsündeki izleyiciler, (45 ve üstü) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündeki ve (5-11) yaş grubu B statüsündeki izleyicilere göre reklamın ilk dakikasında Kanal3 çok büyük farkla en fazla tercih edilmektedir. Belirtilen etkileşim deęişkeninde Kanal3 ile bir sonra gelen Kanal1 arasında beş kat tercih edilme oranı vardır. Aynı şekilde Kanal1'den sonra Kanal2 ile Kanal1'in arasında da hemen hemen aynı oran görölmektedir. En son tercih edilen kanal

Kanal4 olup Kanal2'nin üçte biri oranında seçilmiştir. C sosyo-ekonomik statüde ve (45 ve üstü) yaş grubunda olan izleyicilerin (45 ve üstü) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündeki ve (5-11) yaş grubu C statüsündeki izleyicilere göre kanallarda reklam izleme tercihleri (45 ve üstü) yaş grubu B sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerin aynısıdır. B statüsündekilerle tercih edilme oranlarında ayrılırken belirtilen etkileşim değişkeninin seçilme oranları birbirine yakındır. Birbirine yakın oranlarda seçilseler de en fazladan en aza seçilen kanal sıralaması Kanal3, Kanal1, Kanal2, Kanal4 şeklindedir.

Tablo 34: Model 2 için Doğru Tahmin Oranları (%)

Gözlemlenen	Tahmin Edilen				
	Kanal1	Kanal2	Kanal3	Kanal4	Doğruluk Oranı
Kanal1	10.848	0	0	0	%100,0
Kanal2	1.316	1.364	88	696	%39,4
Kanal3	2.096	196	1.048	0	%31,4
Kanal4	432	528	40	2.128	%68,0
Toplam	14.692	2.088	1.176	2.824	%74,1

Model 2'nin izleyici tercihlerini ne kadar doğru oranda sınıflandırdığı da önemlidir. Model 2 izleyicilerin genel olarak ilk dakika reklamda kalma tercihlerini %74,1 oranında doğru olarak sınıflandırmıştır. (Tablo 34) Sosyal bilimler çalışmalarında %70 üzeri oranlar başarılı sayılmaktadır. Model 2 Kanal1 ve Kanal4 tercihlerini tahmin etmede görece olarak daha başarılıdır. Kanal1 için tam doğruluk ile tahminde bulunurken, Kanal4'ün de %68,0'ini doğru tahmin ederken aynı ölçüde başarıyı diğer kanallarda yakalayamamıştır. Ne var ki modelde Kanal2 ve Kanal3 doğru tahmin oranları görece olarak düşük görünse de normal tahminin üzerinde çıkma başarısını gösterip her ikisi de %25'ten fazla tahmin değerine ulaşmışlardır. Model 2 için Model 1'e göre tahmin gücünde hem Kanal2 ve Kanal3 kanallarında hem de genel olarak kanal tercihlerini doğru sınıflandırmada daha başarılıdır.

Tablo 35: Hausman Test sonuçları

Çıkarılan Alternatif	Ki-Kare	sd	p
Kanal1	-2.700	22	1,000
Kanal2	-3.800	22	1,000
Kanal3	-1.500	22	1,000
Kanal4	-3.500	44	1,000

Reklamların ilk dakikasında kanal tercihlerinin belirlenmesinde kurulan Model 2’de Multinomial lojit model yönteminden yararlanmak için İlintisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı prensibinin geçerli olması gerekir. Daha önceki bölümlerde de anlatıldığı gibi bu prensibin geçerliliği Hausman ve McFadden’ın Hausman testine bakılarak belirlenir. Uygulanan testte yapılan işlem alternatiflerin biri çıkarıldığında geride kalan alternatiflere ait parametrelerde anlamlı değişiklik olup olmadığının test edilmesidir. Bu testin Model 2’deki sonuçları Tablo 35’te verilmiştir. Hausman testinden elde edilen tüm X^2 (Ki-kare) değerleri çok düşük çıkmış ve çıkan değerler hiçbir anlamlılık düzeyinde anlamlı çıkmadığından İlintisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı prensibi reddedilmemiştir.

4.5.3 Model 3’ten Elde Edilen Bulgular

Model 3 ile Model 1 arasındaki temel farklılık ana modelde bulunan değişkenlerle birlikte etkileşim değişkenlerinin de modelde olması olarak gösterilir. Model 2’deki etkileşim değişkenlerinin ana modele eklenmesi de Model 3 ile arasındaki farkları ortaya koyar. Böylece tahminleri karşılaştırma fırsatı olurken yeni bir modele gerek olup olmadığı da anlaşılacaktır. Bütüncül modelde (Model 3) amaç diğer iki modeldeki eksikleri giderip tahmin gücünü yükselten dataya en uyumlu modeli geliştirmektir. Model 3 yapısı gereği multinomial lojit modelle tahmin edilirken etkileşim değişkenlerinin varlığından dolayı yorumlanması Model 1 kadar kolay

olmamaktadır. Model 3'ün bir bütün olarak anlamlılığını test etmek için üretilen Olabilirlik oran (LR) istatistiğinin değeri 17.463,08'dir. Bu değer %0,01 anlamlılık düzeyinde ($p = 0,000$) anlamlıdır.

Tablo 36: Model 3 için Uyum Bilgisi ve Uyum İyiliği

	Model Uyum Bilgisi						Uyum İyiliği			
	AIC	BIC	-2LL	Ki-Kare	sd	p		Ki-Kare	sd	p
Model 2										
Sabit										
Terimli	50.578,12	50.601,94	50.572,12				Pearson	164.883,02	369	0,000
Doymuş	33.283,05	33.973,98	33.109,04	17.463,08	0,84	0,000	Sapma	33.109,04	369	0,000

Model uyum bilgisi ile Pearson ve Sapma değerleri incelendiğinde kurulan modelin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu değerlerin tamamını Model 3 için Tablo 36 göstermektedir.

Tablo 37: Model 3 için Pseudo R^2

Pseudo R^2	
Cox and Snell	0,568
Nagelkerke	0,623
McFadden	0,345

Bunun yanı sıra doğrusal regresyonda bulunan R^2 ile aynı anlama geldiği daha önceki bölümlerde anlatılan Pseudo R^2 değerleri de yüksek çıkmıştır. Tablo 37 incelendiğinde Pseudo R^2 değerleri anlamlı ve yüksek çıkmış, datanın uyumu istenilen seviyede olmuştur.

Model 3 bir bütün olarak ele alınıp içindeki bağımsız değişkenlerin katkısı olup olmadığına bakmak için her bir bağımsız değişken için ayrı hem Olabilirlik Oran (LR) hem de Wald test sonuçları çıkartılmıştır. Olabilirlik testinin sonuçları tercih edilse de

uygunluk açısından iki test sonuçlarının birbirine yakın çıkması da yapılan testin güvenilirliğinin bir göstergesidir.

Tablo 38: Model 3'te Bağımsız Değişkenler için Olabilirlik Oran Test Sonuçları

Kanal	Ki-Kare	sd	p
Cinsiyet	303,01	3	0,00
YAS	1128,07	3	0,00
SES	323,65	3	0,00
Sad	3332,28	3	0,00
Rating	13614,54	3	0,00
Gses1_A	52,59	3	0,00
Gses1_B	59,60	3	0,00
Gses1_C	411,281	3	0,00
Gyas1_2	162,05	3	0,00
Gyas1_3	56,13	3	0,00
Gyas1_4	35,49	3	0,00
Gyas1_5	235,03	3	0,00
Yses2_A	665,02	3	0,00
Yses2_B	290,35	3	0,00
Yses2_C	766,89	3	0,00
Yses3_A	443,93	3	0,00
Yses3_B	416,82	3	0,00
Yses3_C	662,84	3	0,00
Yses4_A	240,33	3	0,00
Yses4_B	247,61	3	0,00
Yses4_C	473,92	3	0,00
Yses5_A	506,09	3	0,00
Yses5_B	208,11	3	0,00
Yses5_C	442,97	3	0,00

Her iki testin sonuçları da bağımsız değişkenlerin Kanal bağımlı değişkenini açıklayan katsayılarında anlamlı sonuçlar çıktığını göstermiştir. Sonuçları Tablo 38 ve Tablo 39'da gösterilen istatistik ki-kare değerleri serbestlik derecesi (sd) ve anlamlılık düzeyleriyle her bir değişkende anlamlı çıkmıştır. Bu durum her bir değişkenin modele katkı yaptığının göstergesidir.

Tablo 39: Model 3'te Bağımsız Değişkenler için Wald Test Sonuçları

Kanal	Ki-Kare	sd	p
Cinsiyet	300,03	3	0,00
YAS	1033,24	3	0,00
SES	320,18	3	0,00
Sad	2114,12	3	0,00
Rating	4469,62	3	0,00
Gses1_A	51,55	3	0,00
Gses1_B	57,94	3	0,00
Gses1_C	386,97	3	0,00
Gyas1_2	165,74	3	0,00
Gyas1_3	56,64	3	0,00
Gyas1_4	35,92	3	0,00
Gyas1_5	237,15	3	0,00
Yses2_A	634,54	3	0,00
Yses2_B	298,21	3	0,00
Yses2_C	750,39	3	0,00
Yses3_A	431,34	3	0,00
Yses3_B	417,39	3	0,00
Yses3_C	634,14	3	0,00
Yses4_A	236,01	3	0,00
Yses4_B	244,54	3	0,00
Yses4_C	472,28	3	0,00
Yses5_A	480,76	3	0,00
Yses5_B	202,84	3	0,00
Yses5_C	420,26	3	0,00

Model 3 anlamlı sonuç ve katsayılar verdiği için tüm değişkenler modelde tutulmuşlardır. Bazı değişkenlerin anlam düzeyi yeterli seviyede çıkmasa da bu değişkenleri ikili test karşılaştırmalarıyla model içinde tutulması uygun görülmüştür. Anlamlılığından dolayı test edilenler; Kanal1 için sabit, YAS(35-44), YS3_B, YS3_C, YS5_C; Kanal3 için YS5_B; Kanal4 için YAS(35-44), CY1_2, CY1_3, CY1_4, CY1_5 ve YS4_B değişkenleridir. Belirtilen değişkenler anlamlı olan diğer kanalların aynı

değişkenleri ile karşılaştırılmış ve test sonuçları anlamlı çıkarak hepsinin modelde tutulması kararlaştırılmıştır. Karşılaştırmalı test sonuçları Tablo 40'ta verilmiştir.

Tablo 40: Değişkenlerin İkili Test Karşılaştırmaları

Kanal	Değişken	Ki-Kare	p
Kanal1	Sabit	502,36	0,0000
	YAS(35-44)	19,74	0,0002
	YS3_B	81,29	0,0000
	YS3_C	176,59	0,0000
	YS5_2	109,35	0,0000
Kanal3	YS5_B	31,20	0,0000
Kanal4	YAS(35-44)	19,74	0,0002
	CY1_2	85,03	0,0000
	CY1_3	68,41	0,0000
	CY1_4	44,54	0,0000
	CY1_5	69,12	0,0000
	YS4_B	47,43	0,0000

Model 3'te tüm katsayıların işaretleri beklenen yöndedir. Sonuçlar Model 1 ve Model 2'den elde edilenlere paraleldir. Katsayılar anlamlı çıkmıştır. Bu bölümde katsayıların yorumlanması yapılacaktır. Model 3'ün katsayıları ve bahis oranlarına bakarak izleyicilerin ilk dakika reklamda kalma davranışlarının kanallara göre değiştiği sonucu çıkarılır. Değişik değişkenlerin kanallardaki farklılığa bağlı davranış sergiledikleri anlaşılır. Tablo 41'in yardımıyla buradaki bulgular yönünde kanallar arasında karşılaştırmalar yapılarak, yorumlar yapılabilir. Bu tabloda kanallara değişkenlerin katsayıları, bahis oranları ve anlamlılık düzeyleri vardır.

Tablo 41'e bakarak erkek izleyicilerin kadın izleyicilere göre reklamın ilk dakikasında Kanal2'yi en çok tercih ettikleri en az da Kanal3'te reklam izledikleri görülür. Kanal2'den sonra gelen Kanal1 ve Kanal4'te izlenme bahis oranları birbirine yakın olsa da Kanal2'nin yarısı kadar izlenmektedirler. Kadın izleyicilerin tercihleri erkek izleyicilere göre tam tersi yöndedir. Kadın izleyicilerin kanal tercihleri; Kanal3, Kanal4, Kanal1 ve Kanal2 şeklindedir.

Tablo 41: Model 3 için Multinomial Lojit Analizi (ReferansKategorisi:Kanal2)

	Kategori	Kanal1			Kanal3			Kanal4		
		Katsayı	RRR	p	Katsayı	RRR	p	Katsayı	RRR	p
Sabit		-0,041		0,920	6,828		0,000	-3,039		0,000
Cinsiyet ¹	Erkek	-2,902	0,540	0,000	-3,506	0,029	0,000	-0,753	0,471	0,027
Yaş ²	(12-19)	-3,506	0,030	0,000	5,585	0,003	0,000	2,985	19,8	0,000
	(20-34)	-1,619	0,198	0,000	-4,372	0,012	0,000	2,332	10,302	0,000
	(35-44)	0,155	1,167	0,681	-1,15	0,316	0,012	-0,036	0,964	0,928
	(45 +)	1,886	6,596	0,000	1,685	5,395	0,000	-1,356	0,257	0,000
Sosyo-ekonomik Statü ³	A	-3,213	0,040	0,000	-4,822	0,008	0,000	1,401	4,059	0,000
	B	-0,668	0,512	0,063	-1,039	0,353	0,018	1,412	4,104	0,000
	C	-2,304	0,099	0,000	-4,185	0,015	0,000	2,497	12,152	0,000
Kanalda Kalma	Sadakat	8,699	6001,918	0,000	3,147	23,284	0,000	-0,675	0,509	0,001
Genel İzlenme	Rating	-178,091	4,53E-78	0,000	-271,085	1,90E-118	0,000	61,405	4,66E+26	0,000
CS ⁴	CS1_A	0,674	1,962	0,000	0,879	2,41	0,000	1,41	4,098	0,000
	CS1_B	-0,96	0,383	0,002	-1,418	0,241	0,000	1,761	5,821	0,000
	CS1_C	3,006	20,212	0,000	1,863	6,443	0,000	0,858	2,359	0,000
CY ⁵	CY1_2	1,482	4,402	0,000	2,549	12,805	0,000	-0,397	0,672	0,238
	CY1_3	0,508	1,663	0,059	2,018	7,524	0,000	-0,044	0,956	0,893
	CY1_4	-1,388	0,249	0,000	-2,06	0,127	0,000	-0,678	0,507	0,420
	CY1_5	2,263	9,607	0,000	2,247	9,459	0,000	0,48	1,617	0,141
YS ⁶	YS2_A	1,345	3,839	0,000	2,608	13,584	0,000	-2,335	0,096	0,000
	YS2_B	1,653	5,226	0,000	2,996	20,008	0,000	-2,391	0,091	0,000
	YS2_C	1,823	6,188	0,000	3,399	29,936	0,000	-3,257	0,038	0,000
	YS3_A	1,379	3,973	0,000	3,011	20,314	0,000	-2,972	0,051	0,000
	YS3_B	-0,242	0,784	0,512	1,662	5,273	0,000	-2,453	0,085	0,000
	YS3_C	0,565	1,760	0,183	3,834	46,279	0,000	-3,267	0,038	0,000
	YS4_A	3,448	31,467	0,000	5,31	202,414	0,000	-1,377	0,252	0,000
	YS4_B	1,248	3,484	0,001	2,754	15,719	0,000	-0,542	0,581	0,168
	YS4_C	1,218	3,381	0,003	2,782	16,151	0,000	-1,087	0,337	0,015
	YS5_B	-0,771	0,462	0,021	0,287	1,332	0,485	-1,445	0,235	0,000
	YS5_C	-0,214	0,807	0,550	2,801	16,468	0,000	-1,301	0,272	0,000

Referans Kategorileri: ¹ Kadın; ² (5-11) Yaş Grubu; ³ D Sosyo-ekonomik Statüsü; ⁴ CS0,1_D;⁵ CY0,1_1; ⁶ YS1_A,B,C,D ve YS1,2,3,4,5_D

Yaş gruplarında (5-11) yaş grubu referans alınarak yapılan tercihlerde, (12-19) yaş grubunun ilk dakika reklam izlemenin bu yaş grubu arasında en fazla Kanal4'te olduğu, bu kanala en yakın izlenen Kanal2'den on dokuz kat fazla izlendiği görülür. Kanal2 ikinci sırada izlenirken, sonrasında Kanal1, Kanal3 izlenmektedir. Kanal3'ün izlenme tercihi çok azdır. (20-34) yaş grubunun tercihlerine (5-11) yaş grubu referans alınarak bakılırsa, burada da Kanal4'ün reklam izleyicisinin en çok tercih edildiği ve onu en yakın izleyen kanalı tercih edenlerden on kat fazla olduğu görülür. (12-19) yaş grubunun reklamın ilk dakikasında kanallar arası tercihleri burada da aynıdır; Kanal4, Kanal2, Kanal1, Kanal3. (35-44) yaş grubunun tercihleri (5-11) yaş grubu referansında önceki yaş gruplarından farklılık gösterir. Bu yaş grubunun ilk dakika reklam izleme tercihleri en fazladan en aza doğru Kanal1, Kanal2, Kanal4, Kanal3 olurken ilk üç kanalın bahis oranları birbirine çok yakındır. Bu yaş grubunda ilk akika reklam izleme de kanallar arası çok büyük farklar yoktur. (45 ve üstü) yaş grubunun (5-11) yaş grubu referans alınarak yaptığı ilk dakika reklam izleme tercihlerinde birinci sırayı Kanal1 ikinci sırayı Kanal3 alırken son sırada Kanal4 olmaktadır. Kanal1 ve Kanal3 izlenme tercihlerinde yakın bahis oranlarına sahip olsalar da Kanal2 ile aralarında beş-altı kat tercih edilme farkı vardır. Bu durumda Kanal1, Kanal2'ye göre izleyiciler tarafından altı kat daha fazla tercih edilir, Kanal3'te beş kat fazla seçilmiştir. Bunun yanında Kanal2'nin Kanal1'e göre tercih edilmesi de yaklaşık dört kat fazladır. Bu yaş grubunun izleyici kitlesi ilk iki kanalı fazla tercih ederken son kanal çok az tercih edilmiştir. Buradan anlaşıldığı gibi Model 3'teki yaş gruplarına göre yapılan ilk dakika reklam izleme tercihleri Model 1'deki yaş gruplarındakiyle paralellik göstermektedir. Bazı farkların olması Model 3'teki etkileşim değişkenlerinden kaynaklanmaktadır.

Model 3'ün değişik sosyo-ekonomik statü izleyicileri için yapılan yorumlar Model 1'de yapılanlarla paralellik gösterdiği için burada bahsedilmemiştir. Ancak bahis oranlarında olan bazı farklar etkileşim değişkenlerinin Model 3'te olmasından kaynaklanmaktadır. Sad ve Rating değişkenlerinin sonuçları da Model 1 ile aynı çıktığından burada yorumları tekrardan kaçınmak adına yapılmamıştır.

CS1_A etkileşim değişkeni A sosyo-ekonomik statüdeki erkek izleyiciyi temsil eder. A sosyo-ekonomik statüdeki erkek izleyicilerin, A sosyo-ekonomik statü kadın

izleyicilere ve D sosyo-ekonomik statü erkek izleyicilere göre reklamın ilk dakikasında kanalda kalma tercihlerinde Kanal4; Kanal3 ve Kanal1'in hemen hemen iki katı fazla, Kanal2'nin ise dört katı fazla tercih edilmiştir. Kanal3; Kanal1'den fazla tercih edilirken, Kanal2 en az tercih edilen kanal olmaktadır. A sosyo-ekonomik statüdeki kadın izleyicilerin D statü erkek izleyicilere göre kanal tercihleri en fazladan en aza şöyledir; Kanal2, Kanal1, Kanal3, Kanal4. B sosyo-ekonomik statü erkek izleyicisinin aynı statüdeki kadın ve D statüsündeki erkek izleyicilere göre kanal tercihleri sırasıyla en fazla izlenenden en aza; Kanal4, Kanal2, Kanal1, Kanal3 şeklinde olmaktadır. Burada Kanal4, Kanal2 'ye göre beş kat fazla, Kanal2'de Kanal1 ve Kanal3'ten yaklaşık üç ve dört kat fazla tercih edilmektedir. B sosyo-ekonomik statüdeki kadın izleyicileri D sosyo-ekonomik statü erkek izleyicilerine göre tercih sıralaması da Kanal3, Kanal1, Kanal2 ve Kanal4 şeklinde olur. C sosyo-ekonomik statü erkek izleyicileri reklamın birinci dakikasında C statüsündeki kadın ve D statüsündeki erkek izleyiciler referans alınarak kanal tercihlerinde Kanal1 en çok oranda tercih edilmektedir. Kanal2'ye göre yirmi kat fazla tercih edilirken, ikinci en fazla izlenen kanal olan Kanal3'ün de üç katı fazla izlenmektedir. Buna göre tercih sıralaması şöyledir; Kanal1, Kanal3, Kanal4 ve Kanal2. Aynı sosyo-ekonomik statü grubunun kadın izleyicileri D sosyo-ekonomik statü erkek izleyicilerine göre tercih sıralaması da Kanal2, Kanal4, Kanal3 ve Kanal1 şeklinde olur.

Model 3'te yaş gruplarının cinsiyetle etkileşiminden ilk dakika reklam izleme oranlarının değiştiği ve bu değişken (CY) kullanılarak kanal tercihlerinin yönü hakkında yorumlar yapılır. CY değişkeninin değişik alt kategorileri vardır. Bahis oranlarına bakılarak kanal tercihleri yorumlanır. (12-19) yaş grubu erkek izleyiciler, (5-11) yaş grubu erkek ve (12-19) yaş grubu kadın izleyiciler baz alınarak kanal tercih sıralamasında ilk dakika reklam izlemede en çok Kanal3'ü sonra Kanal1'i seyretmektedir. Kanal1'i sırasıyla Kanal2 ve Kanal4 takip eder. Kanal3; Kanal2'ye göre üç kat fazla tercih edilirken, bu oran Kanal1 ile Kanal2 arasında dörde yakındır. Kanal4'ün ise bu izleyici tipinde tercihi en düşüktür. (12-19) yaş grubu kadınların tercihi (5-11) yaş grubu erkek izleyicilere göre tam tersi yöndedir; Kanal4, Kanal2, Kanal1, Kanal3.

(20-34) yaş grubu erkek izleyicilerin aynı yaş grubu kadın ve (5-11) yaş grubu erkek izleyicilere göre ilk dakika reklam izleme de tercihleri Kanal3, Kanal1, Kanal2 ve

Kanal4 olur. Kanal3 izleyicilerin reklam seyretme de bu kanalı tercihleri diğer kanallara oranlara çok fazladır. Fakat diğer üç kanalda reklam izleme oranları birbirine yakın seyretmektedir. Aynı yaş grubunun kadın izleyicileri de erkek izleyicilerin tam tersi tutumu gösterirler; Kanal4, Kanal2, Kanal1, Kanal3. (35-44) yaş grubu erkek izleyicilerin, (5-11) yaş grubu erkek izleyicilere ve (35-44) yaş grubu kadın izleyicilere göre kanallarda reklam izleme tutumları sırasıyla Kanal2, Kanal4, Kanal1, Kanal3 şeklindedir. Aynı yaş kadın izleyicilerin (5-11) yaş grubu erkek izleyicilerine göre kanal tercihleri Kanal3, Kanal1, Kanal4 ve Kanal2 olur. (45 ve üstü) yaş grubu erkek izleyicilerde kendi yaş grubu kadın ve (5-11) yaş grubu erkek izleyiciler referansında reklamın ilk dakikası kanal seçimlerinde ilk kanal Kanal1 olur. Sonrasında Kanal3, Kanal4 ve Kanal2 gelmektedir. Burada Kanal1 ve Kanal3 hemen hemen aynı oranda ve Kanal2'nin dokuz katı farkla seçilirken, Kanal4 Kanal2'den çok az fazla oranda seçilmektedir. Bu tercih sıralamasının tam tersi (45 ve üstü) yaş grubu kadın izleyicilerin (5-11) yaşlarında erkek izleyici referansında görülmektedir; Kanal2, Kanal4, Kanal3 ve Kanal1.

Sosyo-ekonomik statü ve yaş kombinasyonu ile oluşan etkileşim değişkeni tercihlerde etkili olmaktadır. YS olarak daha önceden bahsedilen değişkenin alt kategori değişkenlerine göre kanal tercihlerinde etkileri vardır. (12-19) yaşında A sosyo-ekonomik statüsündeki izleyiciler, (5-11) yaş grubunda A sosyo-ekonomik statüsünde ve (12-19) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündekilere göre reklamları ilk dakika seyretme de kanal tercihlerini şöyle yapmaktadırlar: Kanal3, Kanal1, Kanal2, Kanal4. (12-19) yaş grubu A sosyo-ekonomik statü izleyicisinin en çok tercih ettiği Kanal3 çok farklı olarak diğerlerinden ayrılır. Kanal4 ise çok az tercih edilmiştir. (12-19) yaş grubu B sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerin (5-11) yaş grubunda B sosyo-ekonomik statüsünde ve (12-19) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündekilere göre reklamları izlemede izleyiciler en çok Kanal3'ü seçmiştir. (12-19) yaş grubu B statüsündeki izleyicilerin Kanal1'i Kanal2'ye göre beş kat fazla tercih edilirken, Kanal4 en az izlenen kanal olmuştur. (12-19) yaş grubu C sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerin (5-11) yaş grubunda C sosyo-ekonomik statüsünde ve (12-19) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündekilere göre kanal tercihleri Kanal3, Kanal1, Kanal2 ve Kanal4 şeklindedir. Aynı yaş grubu B sosyo-ekonomik statüsündeki kanal tercih sıralamasıyla aynı olmakla beraber değişen bahis oranlarıdır. Kanal3'ün Kanal2'ye göre otuz kata yakın tercih

edilmesi olurken bu fark Kanal1 ile beş kata yakındır. Kanal4 ise çok düşük tercih edilme ile en az izlenen kanaldır. (20-34) yaş grubu A sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerin (5-11) yaş grubunda A sosyo-ekonomik statüsünde ve (20-34) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündekilere göre reklamların ilk dakikasında reklamda kalma izleyici tercihlerinde sıralama Kanal3,Kanal1,Kanal2,Kanal4 şeklinde olup, Kanal3'ün tercih edilmesi Kanal2'ye göre yirmi kat fazladır. Kanal1'in Kanal2'ye göre seçilmesi üç kat fazla olurken bu tip izleyicinin en az tercih ettiği Kanal4 olmuştur. (20-34) yaş grubu B sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerin (5-11) yaş grubunda B sosyo-ekonomik statüsünde ve (20-34) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündeki izleyiciler referansında, reklamların ilk dakikası kanalda kalma oranlarında Kanal3 yine ilk sırayı alsa da tercih edilme oranı (20-34) yaş grubu A statüsündeki izleyicilere göre dörtte bir oranda azdır. Buna rağmen Kanal2'nin beş katı fazla tercih edilmiştir. Kanal1 ise Kanal2'den az tercih edilmiştir. Burada da en az tercih edilen kanal Kanal4'tür. 20-34) yaş grubu C sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerin (5-11) yaş grubunda C sosyo-ekonomik statüsünde ve (20-34) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündeki izleyiciler referansında reklamların ilk dakikasında reklam izlemede kanal tercihleri en çok izlenenden en aza Kanal3, Kanal1, Kanal2, Kanal4'tür. Bu tip izleyicinin de reklam izleme de en çok Kanal3'ü seçtiği ve bu seçimde Kanal2'ye oranla kırk altı kat fazla istekli olduğu anlaşılr. Kanal1'in Kanal2'ye göre seçilme oranı yaklaşık iki kat fazla olmaktadır. En az yine Kanal4 tercih edilmiştir.

(35-44) yaş grubunun A sosyo-ekonomik statüsündeki izleyicilerinin aynı yaş D sosyo-ekonomik düzeyindeki ve (5-11) yaş A sosyo-ekonomik düzeyindeki izleyicilere göre reklamların ilk dakikasında kanallarda reklam izleme davranışı (20-34) yaş grubu A sosyo-ekonomik statüsündeki izleyici seçimleriyle aynıdır. Aynı seçim sırası (35-44) yaş grubunun tüm sosyo-ekonomik statü gruplarında da değişmez. Kanal tercihleri oranları farklı olsa da şöyle olmaktadır; Kanal3, Kanal1, Kanal2, Kanal4. (45 ve üstü) yaş grubu B sosyo-ekonomik statüsündeki izleyiciler, (45 ve üstü) yaş grubu D sosyo-ekonomik statüsündeki ve (5-11) yaş grubu B statüsündeki izleyicilere göre reklamın ilk dakikasında Kanal3 en fazla tercih edilmektedir. Sonra sırasıyla; Kanal2 izlenirken Kanal3 ile oranları çok farklı değildir. Reklam izlemede Kanal2'nin yarısı oranında Kanal1'i seçenler olurken Kanal3'ün yarısı oranında da Kanal4'ü seçmiştir. (45 ve üstü) yaş grubu C sosyo-ekonomik statüsündeki izleyiciler; (45 ve üstü) yaş grubu D sosyo-

ekonomik statüsündeki ve (5-11) yaş grubu C statüsündeki izleyicilere göre reklamın ilk dakikasında yapılan tercih sıralaması, aynı yaş grubu B statüsü izleyicileriyle eşdeğerdir. Bu durumda sıralama: Kanal3, Kanal2, Kanal1, Kanal4 şeklinde yazılır. Yalnız bu izleyici kitlesinde Kanal3'ün izlenme oranı diğerlerine göre çok artmış ve Kanal1'in oranı da Kanal2'ye yaklaşmıştır. YS5_A değişkeni çoklu ortak doğrusallık yüzünden modelden çıkartılmıştır. YS etkileşim değişkeninde genel anlamda yapılan tercihlerde bir bütünlük olduğu dikkat çekmektedir. İlk dakika reklamda YS değişkeninin tüm alt kategorilerinde en çok tercih edilen kanal Kanal3 ve en az tercih edilen kanal da Kanal4 olmaktadır.

Tablo 42: Model 3 için Hausman Test Sonuçları

Çıkarılan Alternatif	Ki-Kare	sd	p
Kanal1	-423,86	25	1,000
Kanal2	-5500	25	1,000
Kanal3	-3100	25	1,000
Kanal4	-3100	50	1,000

Reklamların ilk dakikasında kanalların tercihlerinin nasıl oluşunu gösteren Model 3'te Multinomial lojit modelin geçerliliği Hausman testinin İlintisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı prensibini onaylamasıyla olur. Hausman testinde kanal alternatiflerinden birinin çıkarıldığında gerideki seçim alternatiflerinin değişikliğe neden olmadığının test edildiği daha önceki bölümlerde anlatılmıştı. Hausman testinin Tablo 42'deki Ki-Kare değerlerinin düşük olması ve her alternatiften sonra anlamlı sonuç çıkması, katsayıların sıfır olduğu hipotezini ret etmekte, İlintisiz Alternatiflerin Bağımsızlığı prensibini ret etmemektedir.

Tablo 43: Model 3 için Doğru Tahmin Oranları(%)

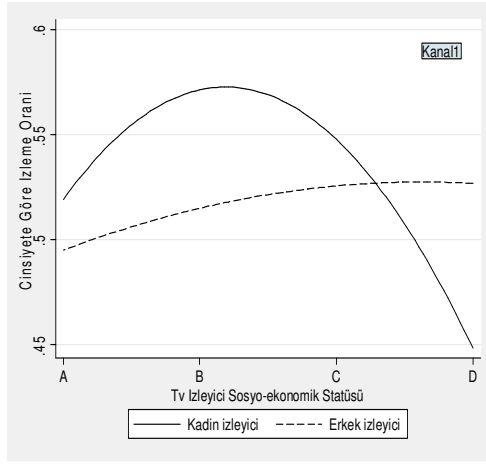
Gözlemlenen	Tahmin Edilen				
	Kanal1	Kanal2	Kanal3	Kanal4	Doğruluk Oranı
Kanal1	10.804	44	0	0	%99,6
Kanal2	1.316	1.592	100	456	%46,0
Kanal3	2.216	0	1.124	0	%33,7
Kanal4	356	568	0	2.204	%70,5
Toplam	14.692	2.204	1.224	2.660	%75,7

Model 3 izleyicilerin genel olarak ilk dakika reklamda kalma tercihlerini %75,7 oranında doğru olarak sınıflandırmıştır. (Tablo 43) Bu doğru sınıflandırma oranı diğer modellere göre daha iyidir. Model 3'te diğer modeller gibi Kanal1 ve Kanal4 tercihlerini tahmin etmede görece olarak daha başarılıdır. Kanal1 için neredeyse tam doğruluk ile tahminde bulunurken, Kanal4'ün de %70,5'ini doğru tahmin ederken aynı ölçüde başarıyı diğer kanallarda yakalayamamıştır. Ancak Kanal2'nin tahmin edilme oranı yüzde elliye yaklaşırken Kanal3 içinde normal tahminden fazlası yakalanmıştır. Model 3 bu yakaladığı tahmin gücüyle diğer modellerden hem Kanal2 ve Kanal3 kanallarını hem de genel tahmin oranı olarak daha başarılıdır.

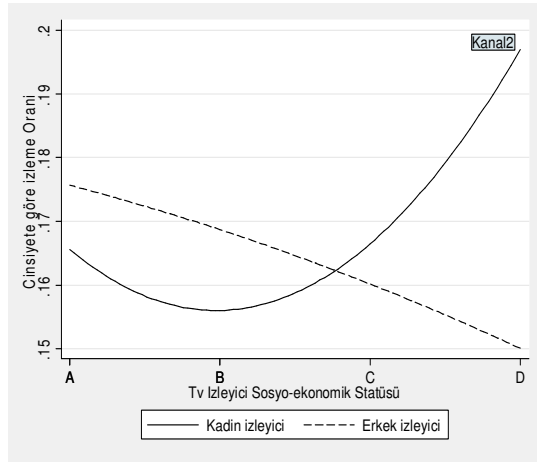
4.5.4 Model 1 ve Model 3 için Marjinal Etki Analizleri

Bu kısımda multinomial lojit modelden yararlanarak kurulan modellerin, Model 1 ve Model 3, her bir kanal için elde edilen tercih edilme olasılıklarının; cinsiyette, yaşta, sosyo-ekonomik statüde, kanalda kalma ve genel izlenmede meydana gelen değişiklikleri nasıl yansıttığını izlemek amacıyla bazı marjinal etki hesaplarına yer verilmiştir. Bu etkilerin değişkenlere göre farklılık gösterdiği burada ortaya konulmaktadır. Marjinal etkiler hesaplanırken değişkenlerin model örnekleminden ortalama değerleri aldıkları varsayılmıştır. Model 3 baz alınmış, Model 1'den ise etkilerin karşılaştırmalarını yapmakta yararlanılmıştır.

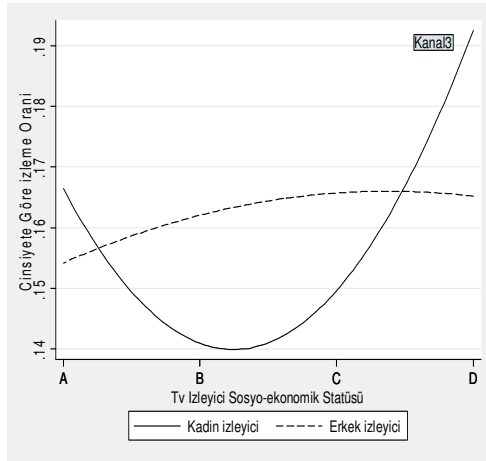
Kanallarda kanallar arası reklam izleme farkının izleyicilerin sosyo-ekonomik statülerinin cinsiyet üzerindeki etkisine göre değiştiği Şekil 5'teki analiz sonuçlarından elde edilebilir. Her bir kanal için ayrı grafik olmakta ve belirtilen marjinal etkilerin o kanala göre nasıl davranış sergilendikleri çıkartılmaktadır. Bu yüzden grafiklerde Şekil 5 için yatay eksen televizyon izleyicisinin sosyo-ekonomik statüsünü yansıtırken, dikey eksen cinsiyete göre reklam izleme oranını göstermektedir.



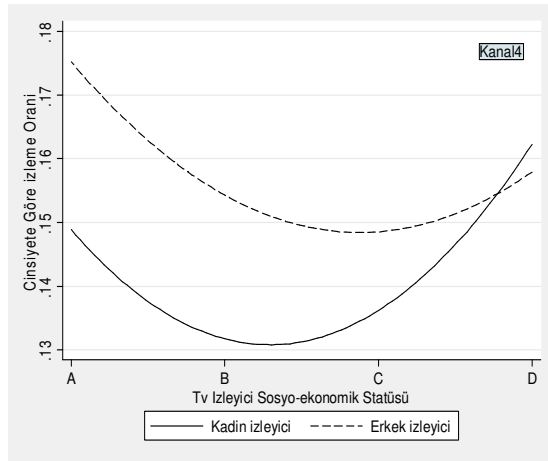
(a) Kanal1 için Marjinal Etkiler



(b) Kanal2 için Marjinal Etkiler



(c) Kanal3 için Marjinal Etkiler



(d) Kanal4 için Marjinal Etkiler

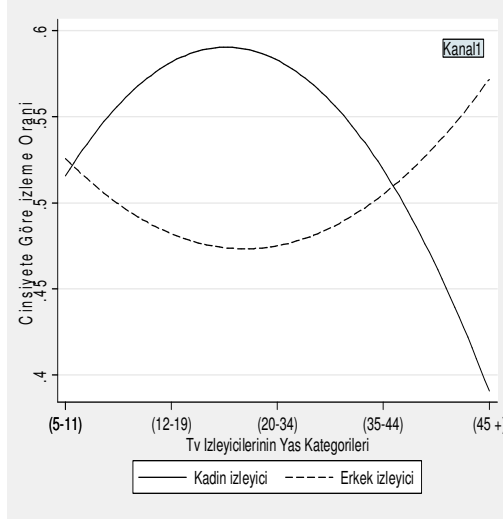
Şekil 5:Televizyonda Reklam İzlemede İzleyicilerin Sosyo-ekonomik Statülerinin Cinsiyet Üzerinde Etkisi.

Kanal1 için de Şekil 5 (a)'ya bakılırsa, Kanal1'de ilk dakika reklam izlemede A'dan B'ye statü azalmasında kadın izleyicilerde reklamda kalma olasılıklarında artma, B statüsü ile D statüsü arasında da aynı izleyici grubu için reklam izlemede azalma eğilimi görülmektedir. Aynı kanalın erkek izleyicileri için reklamda kalma açısından A statüsünden D statüsüne statü azalmasında erkek izleyicilerin reklam izleme olasılığı artma göstermektedir. Kanal1 reklamda tutma bakımından erkek izleyicilerde statü azalmasıyla orantılı olarak izlenme olasılığında artış sağlamaktadır. Genel olarak bakılırsa Kanal1 izleyicisinde B'den D'ye statü azalmasında erkek izleyicilerin reklam izleme olasılıkları artarken, kadın izleyicilerin reklamda kalma eğilimleri azalmaktadır. Şekil 5 (b)'de ise Kanal2'nin erkek izleyicilerinin ilk dakika reklam izleme eğilimi statüdeki azalmaya uygun olarak olasılıkta azalma, kadın izleyiciler de ise A'dan B'ye bir azalma olsa da B statüsünden sonra D'ye kadar reklam izlemede artma eğilimi gösterir. Kanal2 için reklam izlemede Kanal1'e göre izleyici davranışlarında tam tersi tutum görülür.

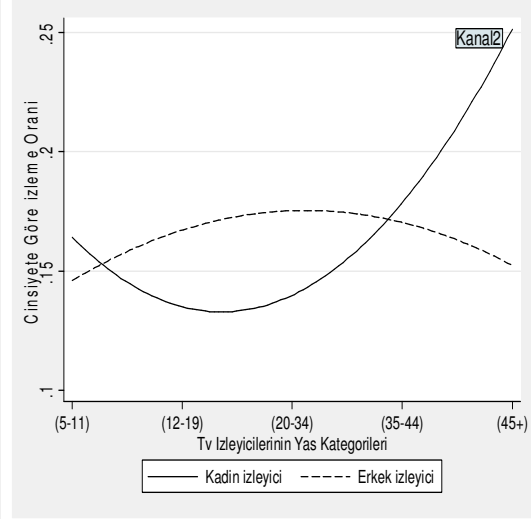
B statü grubu izleyicisinde D statü grubuna kadar statüde meydana gelen azalma reklam izlemede kadın izleyicilerde artma, erkek izleyicilerde reklamdaki kaçma eğilimleri görülür. Kanal3 (Şekil 5 (c)) reklam izleyicisinin kadın izleyicisi Kanal2 kadın izleyicisine benzer, erkeklerde de Kanal1'in erkek izleyicisine uyumlu bir eğilim görülür. Kanal3 izleyicisi adına B statü grubundan D statü grubuna doğru reklam izlemede kadın izleyicilerin reklamda kalma eğiliminde artış, erkeklerde ise aynı statü grup aralığında reklam izleme olasılığında azalma gözlenir. Şekil 5 (d)'de Kanal4 için her iki cinsiyet değişkeninin de benzer eğilim içinde olduğu gözlemlenir. Kadın izleyicilerde reklam izlemede A statüsünden B statüsüne geçişte bir azalma sonrasında artma eğilimi görülür. Erkek izleyicilerde de aynı eğilim şekli olmakla beraber bu sefer azalma eğilimi A statüsünden C statüsüne kadardır. Sonrasında statü azalırken reklamda kalma adına artma eğilimine rastlanır.

Reklamı izlemenin ilk dakikasında kanallara göre yaş gruplarının cinsiyet üzerinde etkileri olmaktadır. Bu etkiler kanallara göre farklılık göstermektedir. Genel anlamda da bütün kanallarda eğilim kadın izleyicilerle erkek izleyicilerin reklam izleme adına birbirlerine ters bir tutum içinde olmalarıdır. Örneğin Kanal1'de erkek izleyicilerin 30'lu yaşlara kadar reklamdaki kaçma eğilimleri varken aynı yaş gruplarındaki kadın izleyicileri reklamda kalma yönünde davranış göstermektedir. Şekil

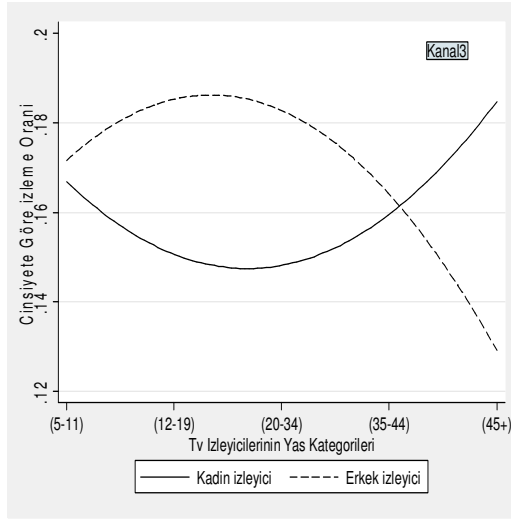
6 her bir kanal için ayrı ayrı grafikleri ortaya koyarak, genel yapısı düşey eksende cinsiyete göre izleme oranını yatay eksen de yaş gruplarının olması şeklindedir.



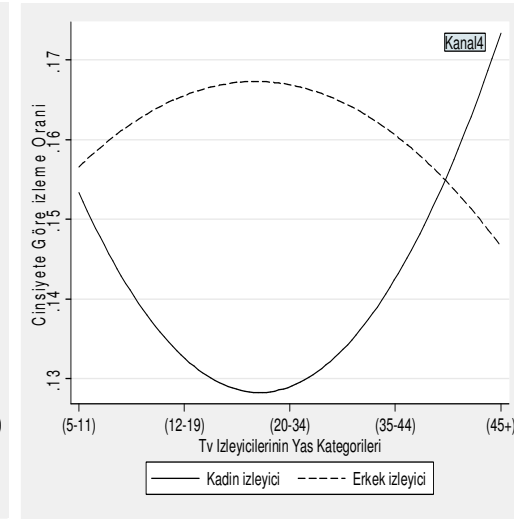
(a) Kanal1 için Marjinal Etkiler



(b) Kanal2 için Marjinal Etkiler



(c) Kanal3 için Marjinal Etkiler



(d) Kanal4 için Marjinal Etkiler

Şekil 6: Televizyonda Reklam İzlemede Yaş Gruplarının Cinsiyet Üzerinde Etkisi.

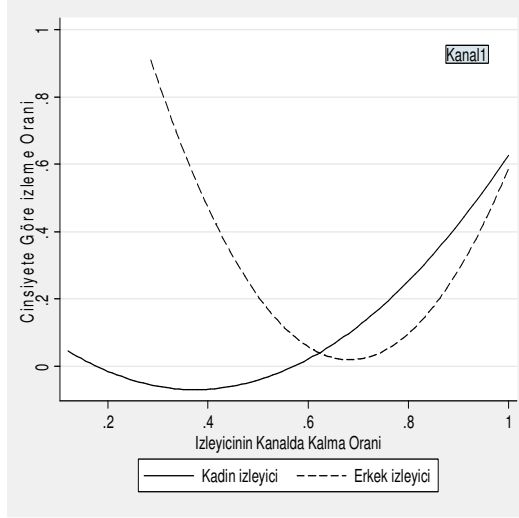
Şekil 6(a)'da Kanal1 için kadınlarda reklam izlemenin (5-11) yaş grubundan (20-34) yaş grubuna kadar artma yönünde ilerlediği, daha sonra yaşı ilerlemesine bağlı olarak kadın izleyicilerin reklamdan kaçma eğiliminin olduğu görülür. (Şekil 6 (b));

Kanal1 izleyicisinin tersine kadın izleyicilerin 19 yaşına kadar yaşlarının artmasına karşılık reklamda kalma olasılığı azalırken, yaştan artışına bağlı olarak reklam izleme olasılığı artmaktadır.

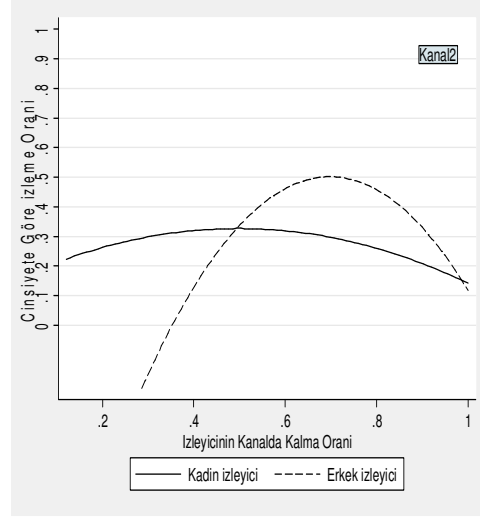
Kanal2'nin erkek izleyicisi içinde 34 yaşına kadar yaş artışına bakarak reklamda kalma olasılığında artış gözlemlenirken, daha sonraki yaşlarda yaştan artmasına karşılık reklam izleme olasılığında azalma gözlemlenir. Kanal2'de azalma olasılığının yaşlara göre çok fark göstermediği de göz önünde tutulmalıdır. Kanal3 için Şekil 6(c) incelendiğinde kadın izleyiciler için (5-11) yaş grubundan (20-34) yaş grubuna kadar yaş grupları arasında yaştan artmasına karşılık kadın izleyicilerin reklam izleme olasılığı azalma gösterirken, daha ileri yaş gruplarında reklamda kalma olasılığının arttığı görülür. Erkek izleyiciler de Kanal3'te reklam izleme (5-11) yaş grubundan (12-19) yaş grubuna kadar artma, (20-34) yaş grubunda göreceli olarak durağan bir seyrinde sonrasında ise azalma eğimindedir. Kanal4; kadın izleyiciler 34 yaşına gelene kadar reklamda kanaldan kaçma sonrasında yaş arttıkça kanalda kalma eğilimi gösterirken, (Şekil 6(d)) 'de erkek izleyiciler tam tersi bir davranış sergileyip 34 yaşına kadar artan yaşa göre kanalda kalmaya doğru pozitif olasılıkta artış sonrasında da olasılıkta azalma göstermektedir.

Televizyon izleyicisinin programdan reklama geçişte belirli oranda kanalı terk ettiği bilinmektedir. Bunun yanında reklamı izleyen izleyicilere göre bir oran belirlenip bu oran sadakat değişkeni olarak belirtilirse, kanalda kalma sadakati kanallara göre cinsiyet üzerinde etkili olabilmektedir. Cinsiyete göre reklamda kalma sadakatini gösteren izleyicinin kanallara göre değişimi analiz edilebilir. Kanallara göre farklılık gösteren bu etkinin analizleri Şekil 7'de gösterilir. Şekil 7 her kanal için ayrılmış dört grafikten oluşmuş olup tüm grafiklerin ortak noktası yatay eksenlerinde izleyicinin kanalda kalma oranını düşey eksenlerde de cinsiyete göre reklam izleme oranını vermesidir. Kanal1 için Şekil 7 (a)'da kadın izleyicilerde sadakat oranı %40 olana kadar reklamda kalma olasılığı azalma eğilimi gösterirken, bu orandan sonra sadakat oranı arttıkça reklam izleme olasılığında artma gözlenir. Kanal1'in erkek izleyicisinde ise sadakat %70'lere gelene kadar reklam izleme eğiliminde azalma, ancak sonrasında reklamda kalma olasılığında artma görülür. Genel olarak Kanal1 için %70'ten sadakat değişkeni oranlarında bu kanalın izleyicileri reklam izleme eğilimindedir.

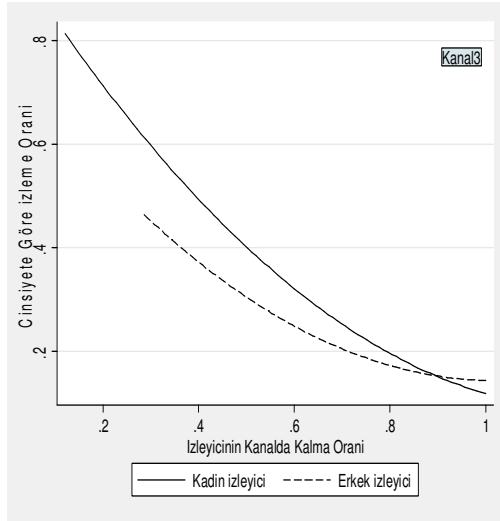
Kanal2 için Şekil 7 (b) incelendiğinde sadakatin %60'lara kadar gelene kadar kadın izleyicilerin az da olsa reklam izlemede artış olasılığı gösterdiği sonrasında bu



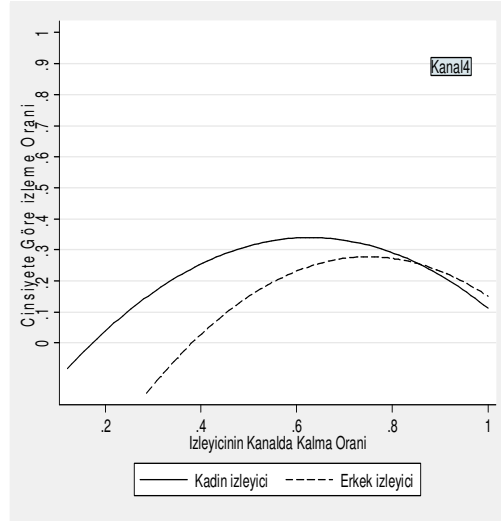
(a) Kanal1 için Marjinal Etkiler



(b) Kanal2 için Marjinal Etkiler



(c) Kanal3 için Marjinal Etkiler

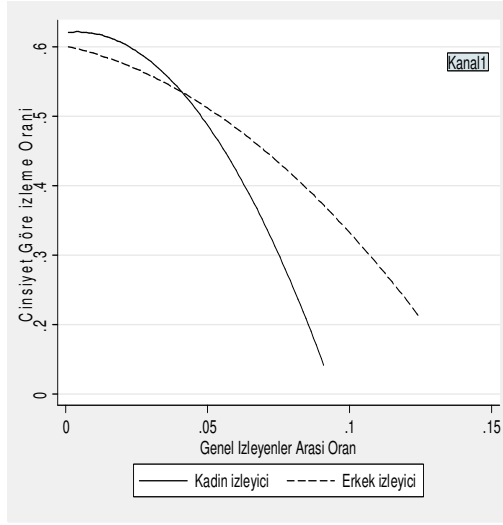


(d) Kanal4 için Marjinal Etkiler

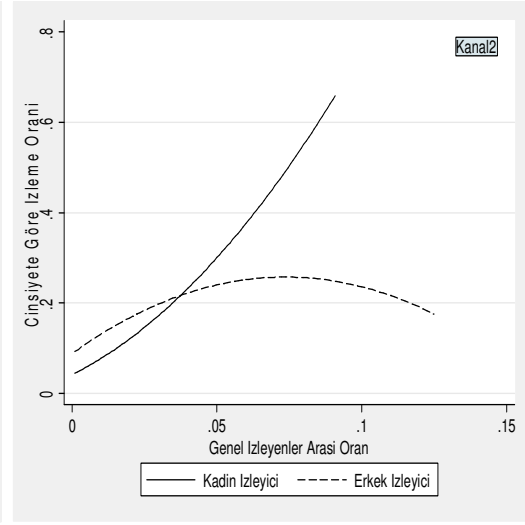
Şekil 7: Televizyonda Reklam İzlemede Cinsiyetin Programdan Reklama Geçişte Kanalda Kalma Üzerinde Etkisi.

durumun tersine yani az da olsa azalma olasılığına döndüğü görülür. Erkek izleyiciler de Kanal2 için reklam izleme eğilimi sadakat değişkeninin %70'lere gelmesine kadar olasılığının artma yönünde olduğu sonrasında olasılığın azalma yönüne kaydığı görülür. Kanal2'de sadakat oranında artma izleyicilerinin reklamdan kaçma eğilimine girmesine sebep olmaktadır. Ancak izleyicilerin %50'ye kadar sadakat oranında kanalda kalmaları reklam izleme olasılığında da artmaya nedendir. Kanal3 (Şekil 7 (c)) her iki cinsiyetin izleyici kitlesinde de sadakat değişkenine karşı olarak reklamda kalma eğilimi vardır. Kanal3 izleyicisinde programdan reklama kalan seyircisi arttıkça izleyenlerin reklamda kalma olasılıklarında azalma görülür. Kanal3 için izleyicinin sadakat oranı ne kadar düşükse kalan izleyicilerde reklam izleme eğilimi o kadar yüksek olasılıktadır. Kanal4 (Şekil 7 (d)); bu kanalın tüm izleyicilerinin cinsiyete bakılmaksızın sadakat oranı %60 - 70'lere gelene kadar reklamda kalma eğiliminde artışa, sonrasında sadakat oranı arttıkça reklamda kalma olasılığının azalmasına sebep olmaktadır.

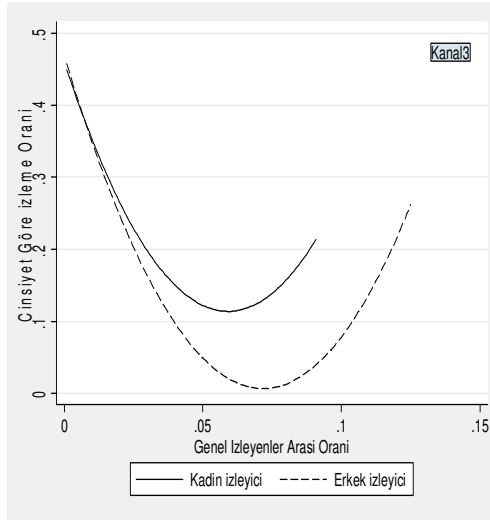
Televizyon Kanalının diğer kanallara göre ne oranda izlendiğinin cinsiyete bağlı olarak reklam izleme üzerinde etkileri kanallara göre değişmektedir. Bu değişimlerin analizleri Şekil 8'de gösterilmiştir. Genel izlenme oranının cinsiyete etkisinin reklam izlemede değişim olasılıkları Kanal1 için Şekil 8 (a)'da analiz edilmiştir. Kanal1 için her iki cinsiyette de genel izlenme oranı arttıkça izleyicilerin reklam izleme eğilimlerinde büyük oranlarda düşüşler gözlenir. Kanal1 'in genel izlenme oranının artması iki cinsiyet grubu için de reklam izleme olasılığında düşüşe sebep olacağından, reklam izlenmesi için bu kanalın reklam izlenme oranlarına bakmak yanıltıcı olacaktır. Kanal2 (Şekil 8 (b)) için kadın izleyicilerin genel izlenme oranı ile reklam izleme eğiliminin artması arasında doğru orantı görülmektedir. Genel izlenme oranı arttıkça kadın izleyicilerde reklam izlemede artma eğilimi görülmektedir. Aynı kanalda erkek izleyicilerin davranışı ise belli genel izlenme oranına kadar reklamda kalmaya karşı artma eğilimi, sonrasında ise genel izlenme oranı arttıkça reklamda kalma eğiliminde azalma görülür. Kanal2'de genel izlenme oranı %10'dan fazla olursa erkek izleyicilerinde reklam izlemeden kaçma eğilimi görülür. Kanal3 (Şekil 8 (c)) için genel izlenme oranı arttıkça her iki cinsiyet grubu izleyicilerinin de reklamda kalma olasılığı, genel izlenme oranı belirli orana gelene kadar azalma göstermekte daha sonra ise genel izleyici oranının artması ile reklamda kalma olasılığı da artmaktadır.



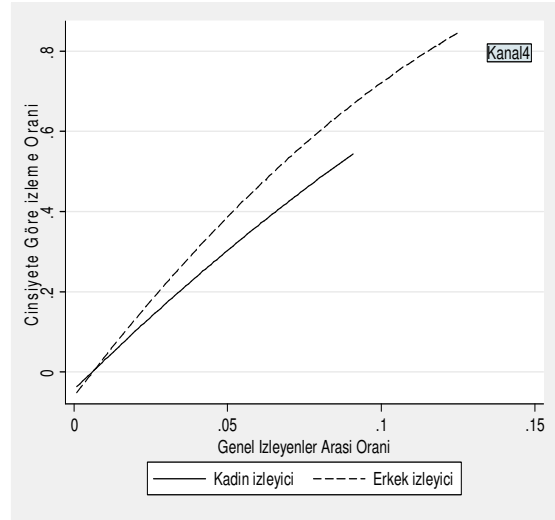
(a) Kanal1 için Marjinal Etkiler



(b) Kanal2 için Marjinal Etkiler



(c) Kanal3 için Marjinal Etkiler

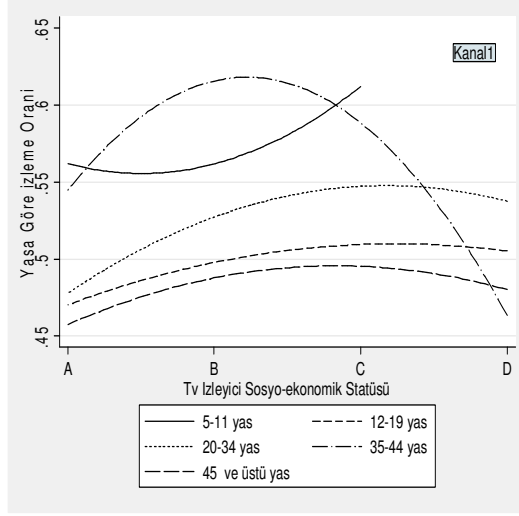


(d) Kanal4 için Marjinal Etkiler

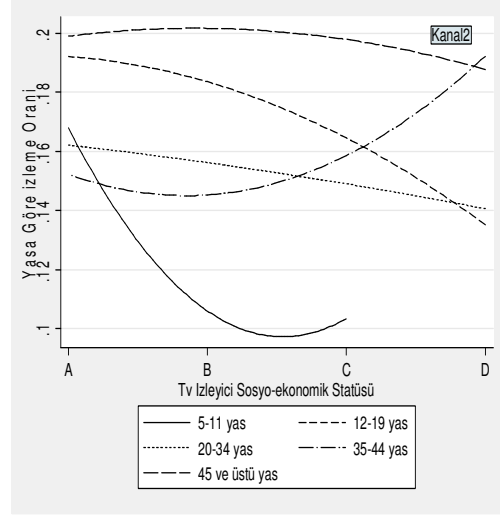
Şekil 8: Televizyonda Reklam İzlemede Genel İzlenme Oranlarının Cinsiyet Üzerinde Etkisi.

Bu kanal için reklam izlenmesinin oranının yüksekliğinde genel izlenme oranının yüksekliği bir kriter olarak kabul edilebilir. Özellikle %8'lerden sonraki tüm genel izlenme oranı bu kanalda reklamda kalma eğiliminde artışa işaret eder. Kanal4 (Şekil 8 (d))'te de her iki cinsiyet grubu izleyicisi de genel izlenme oranının artmasına bağlı

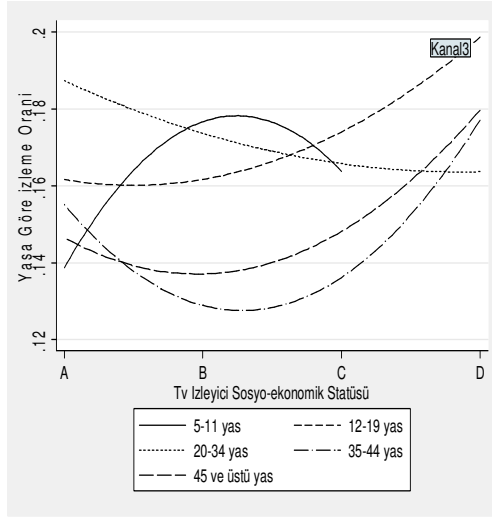
olarak reklamda kalmada artış olasılığı göstermektedir. Kanal4'te de genel izlenme oranı reklam izleme adına her cinsiyetten izleyici için reklamda kalmayı gösteren bir kriterdir; Genel izlenme oranı arttıkça, reklam izleme olasılığı da artmaktadır.



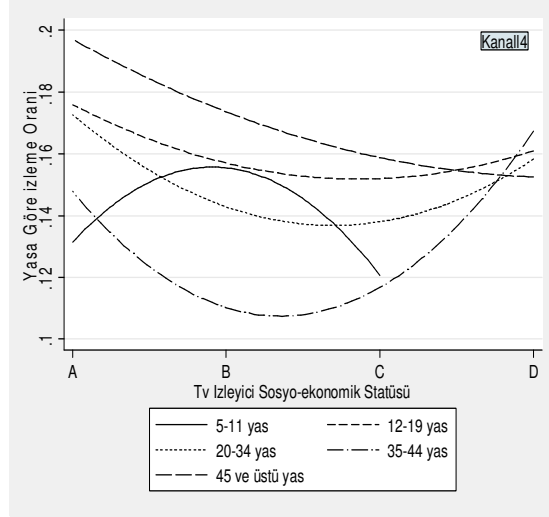
(a) Kanal1 için Marjinal Etkiler



(b) Kanal2 için Marjinal Etkiler



(c) Kanal3 için Marjinal Etkiler



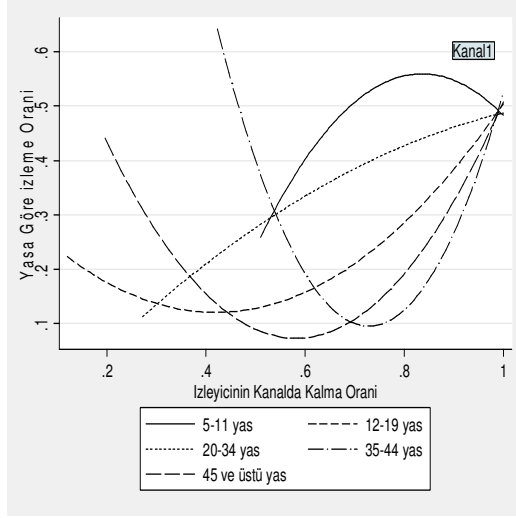
(d) Kanal4 için Marjinal Etkiler

Şekil 9: Televizyonda Reklam İzlemede Yaş Gruplarının Sosyo-ekonomik Statüler Üzerinde Etkisi.

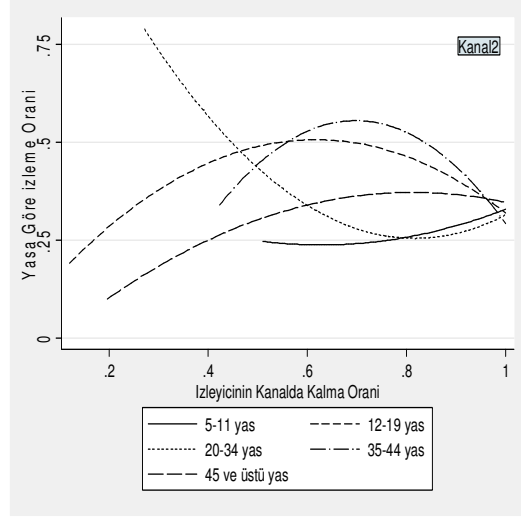
Televizyonda belirlenen kanallarda sosyo-ekonomik statülerin yaş gruplarına bağlı olarak reklam izleme eğilimlerine etki etmesi olasıdır. Bu etkilerin analizleri kanal kanal yapılmıştır. Şekil 9 kanallar bazında bu analizleri özetlemektedir. Şekil 9 (a)'da Kanal1 için (5-11) yaş grubu izleyicisi A ve B statülerinde reklamda kalma olasılığında durağanlık vardır. Aynı yaş grubunda statü düzeyleri azaldıkça reklamda kalma olasılığının artma eğilimine geçtiği gözlenir. (12-19), (20-34) ve (45 ve üstü) yaş kategorilerinde A statüsünden C statüsüne doğru meydana gelen izleyenlerin statü azalmasında reklamda kalma olasılığının arttığı, sonrasında az da olsa azalacağı tahmin edilir. (35-44) yaş grubunda ise A'dan B'ye doğru statü azalmasında reklamda kalmaya eğilimin arttığı sonrasında statü azalmasına bağlı olarak eğilimin azalacağı tahmin edilir. Kanal2'de (Şekil 9(b)) (12-19), (20-34) ve (45 ve üstü) yaş kategorilerinde, statülerde azalma görüldükçe bu kanalda reklam izleme olasılığının azalma eğilimi olduğu ve bu yaş gruplarında en fazla olasılık farkını (12-19) yaş grubunun göstereceği anlaşılr.

(35-44) yaş grubunda A ile B sosyo-ekonomik statüleri arasında reklamda kalma adına bir değişim olasılığı olmazken, B statüsünden D statüsüne doğru statüde azalma olduğunda aynı yaş grubunda reklamda kalma olasılığının eğilimi artmaktadır. Aynı kanalın (5-11) yaş grubundaysa A'dan B'ye doğru reklamda kalma eğilimi azalsa da sonrasında bu yaş grubu statü değişikliklerinden etkilenmemektedir. Kanal3'te (Şekil 9(c)) 20 yaş üstü tüm yaş gruplarında A'dan B'ye statü azalmasında buna paralellik görünür ve reklam izlemede azalma eğilimine rastlanır. Aynı statülerde (12-19) yaş grubunda fark oluşmamakta, (5-11) yaş grubu içinde bu eğilim ters yönde olmaktadır. B'den D'ye statü değişikliklerinde; (12-19), (35-44) ve (45 ve üstü) yaş gruplarında reklamda kalma olasılığı artarken, (5-11) ve (20-34) yaş gruplarında bu yönelme azalma yönünde olmaktadır. Kanal4 için Şekil 9(d)'de sonuçlara bakılırsa, (12-19), (20-34) ve (45 ve üstü) yaş gruplarında A'dan C'ye doğru statü azalmasında kanaldan kaçma eğilimi görülürken, bu eğilim (45 ve üstü) yaş grubunda D statüsündeki izleyicilere kadar devam etmiş ve diğerleri içinde C statüsünden sonra reklamda kalma olasılığının arttığı görülmüştür. Geriye kalan (35-44) ve (5-11) yaş gruplarında reklamın ilk dakikası reklamda kalma eğilimi A'dan B'ye (35-44) yaş grubu için artma, (5-11) yaş grubu için de azalma yönündedir.

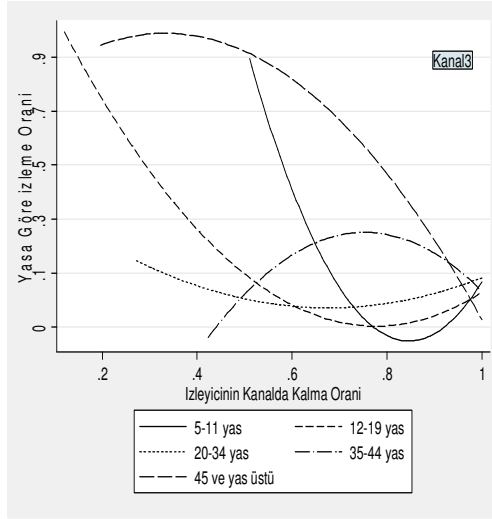
Televizyonda reklam izleyicisinin reklamdan bir dakika önce televizyon programı izleyicisi ile karşılaştırılmasından elde edilen sadakat değişkeninin yaş grupları üzerinde etkisi reklam izleme eğilimlerini belirlemede rol oynamaktadır. Kanallara göre sadakat değişkeninin artması yaşlara göre reklam seyretmede eğilimleri belirlemede yardımcı olduğu Şekil 10'da ortaya konulmuştur. Kanal1 için (Şekil 10 (a)) (12-19),(35-44) ve (45 ve üstü) yaş gruplarında reklamda kalma sadakat değişkenine göre benzer eğilim gösterir. Oranları farklı da olsa Kanal1'de belirtilen yaş grupları sadakat değişkeninin artmasına karşılık reklamda kalma olasılığının azalması yönünde ve belirli oranlardan sonra da sadakat değişkenine paralel yönde hareket etmektedir. (20-34) yaş grubunda ise sadakat değişkenine uyum gözlenir. Burada sadakat değişkeninin oranı arttıkça (20-34) yaş grubu izleyicisinin reklamda kalma olasılığı artar. (5-11) yaş grubunda ise reklamda kalmaya önce pozitif yönde sonra da sadakate göre negatif yönde yönelim olur. Kanal2'de (Şekil 10(b)) (12-19) ve (35-44) yaş grupları sadakat değişkenine göre reklamda kalmaya karşı benzer davranış gösterirler. Bu gruplarda sadakat değişkeninin artması ile reklam izleme olasılığında artma belirli bir orana eriştikten sonra da, bu oran her iki grup için farklı olsa da, sadakat değişkeni artmasına rağmen reklamda kalma olasılığında azalma olarak tahmin edilir. Kanal2'de en yaşlı ve en genç yaş grupları da birbirine benzer hareket etmektedir. Sadakat değişkeninin artması ile reklam izleme olasılıklarında artma olmaktadır. Kanal3'te (Şekil 10(c)) 5 yaşından 34 yaşına kadar tüm yaş gruplarında yaş gruplarına göre sadakat değişkeninin oranında artış izleyicilerde reklamda kalma adına benzer davranışlara sebep olmaktadır. Sadakat değişkeninin belirli oranına kadar 34 yaşına kadar olan tüm yaş gruplarında reklam izlemede azalma eğilimi görünmekte sonrasında ise eğilim tam tersine dönmektedir. En az değişim farkına sahip olan yaş grubu (20-34) yaş grubunun izleyicisidir. 35 yaş üstü izleyici kitlesi içinde sadakat değişkeni artarken kanalda kalıp reklam izleme eğiliminde, yaş grubuna göre değişkenlik gösterse de, belirli oranlara kadar artma sonrasında yaş grubuna göre reklamda kalmada azalma tahmin edilir. Kanal4 için Şekil 10(d)'ye bakılırsa, burada tüm yaş gruplarının sadakat değişkeninin artması ile reklamda kalma adına artma eğilimi ve yaş grubuna göre de %50'den başlayarak %85'lere kadar değişik oranlardan sonra artma eğiliminin tersine döndüğü görülür.



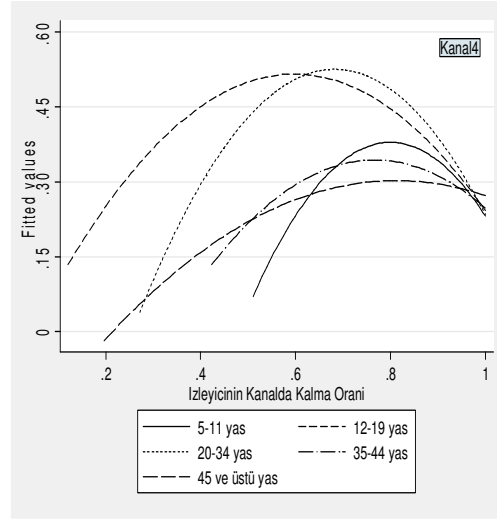
(a) Kanal1 için Marjinal Etkiler



(b) Kanal2 için Marjinal Etkiler



(c) Kanal3 için Marjinal Etkiler

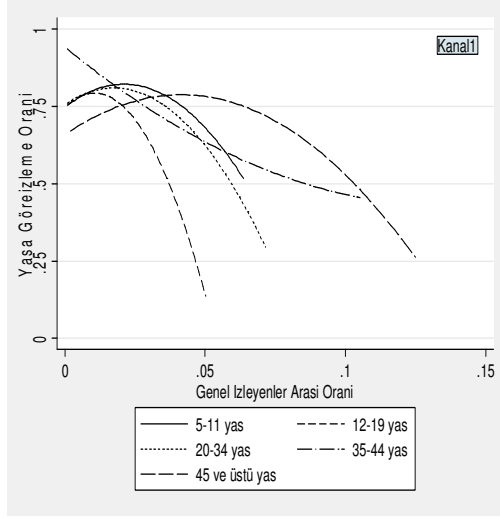


(d) Kanal4 için Marjinal Etkiler

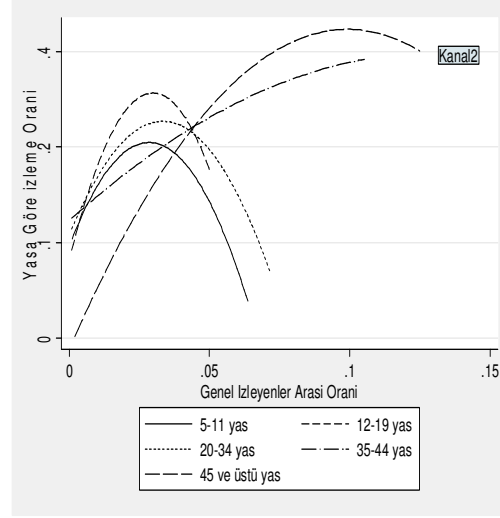
Şekil 10:Televizyonda Reklam İzlemede İzleyicinin Kanalda Kalma Oranının Yaş Grupları Üzerinde Etkisi

Şekil 11’de Genel izlenme oranı denilen ‘rating’ değişkeninin yaş grupları üzerinde etkisinin kanallara göre nasıl değiştiği analizleri verilmiştir. Kanalların ayrı ayrı analizi sırasıyla Kanal1 için (a), Kanal2; (b), Kanal3; (c) ve Kanal4; (d) olarak

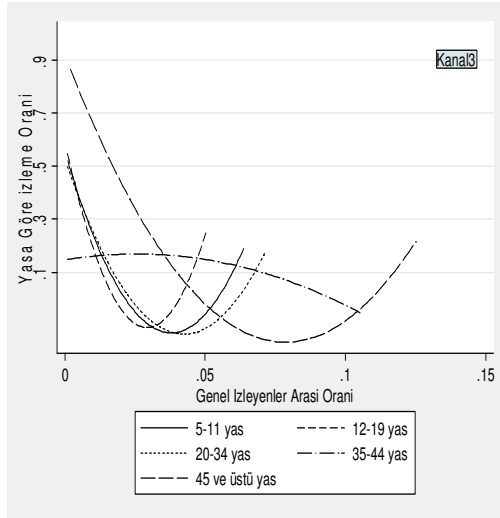
belirtilmiştir. Kanal1’de Şekil 11 (a) analizlerine bakılır. Burada, (35-44) yaş grubu hariç, tüm yaş gruplarının reklamda kalmaya karşı davranış şekli benzerlik göstermektedir. Genel izlenme oranının artması ile (35-44) yaş grubu dışındaki izleyici kitlesinin az da olsa reklamda kalmaya pozitif yönde eğilimi sonrasında ise genel izlenme oranının artmasına karşılık reklamdan kaçmaya eğilim olmaktadır. Genel izlenme oranının artmasına bağlı reklamda kalmada en fazla değişkenlik gösteren yaş grubu (12-19) yaş grubunun izleyicileridir. Belirtilen yaş gruplarından (45 ve üstü) yaş grubu için genel izlenme oranının artmasına en fazla reklamda kalma eğilimi olarak karşılık veren yaş grubu da denebilir. Belirtilen yaş gruplarının dışında kalan (35-44) yaş grubu ise genel izlenme oranına ters yönde reklamda kalma tepkisi verir. Genel izlenme oranı artarken bu yaş grubunun reklam izleme olasılığı azalma yönündedir. Kanal2 için Şekil 11(b)’den yararlanılır. Kanal2’de 5 yaşından 34 yaşına kadar genel izlenme oranı ile yaş gruplarının reklama karşı tutumu önce artma sonra azalma eğilimi olarak görülür. Belirtilen yaş gruplarından artmanın azalmaya dönme oranı %3 civarlarındadır. (35-44) yaş grubunda genel izlenme oranı artarken bu yaş grubu izleyicisinin reklamda kalmaya karşı tutumu pozitif yönde artış gösterir. (45 ve üstü) yaş grubu da genel izlenme oranı %10’a gelene kadar reklamda kalma yönünde davranış içinde olurken sonrasında reklamdan kaçma trendine girmektedir. Kanal3 analizleri Şekil 11(c)’den yararlanılarak yapılabilir. Kanal3’te reklamda kalma eğilimleri tüm yaş gruplarında benzerlikler sergilemektedir, bu durumun tek istisnası (35-44) yaş grubudur. (35-44) yaş grubunu ayrı tutarsak geriye kalan bütün yaş grupları genel izlenme oranı arttıkça önce reklamda kalma olasılıklarında azalma, sonra da artma eğilimi sergilemektedir.



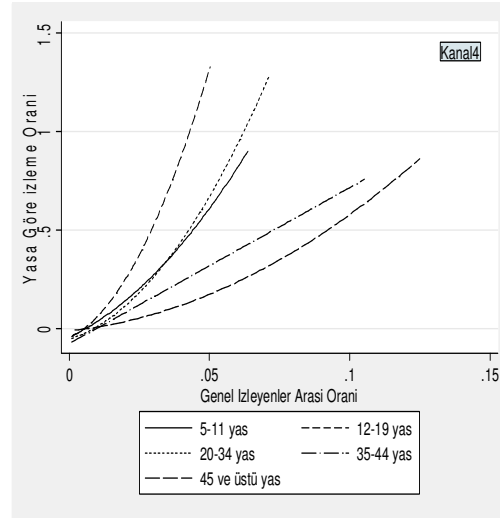
(a) Kanal1 için Marjinal Etkiler



(b) Kanal2 için Marjinal Etkiler



(c) Kanal3 için Marjinal Etkiler



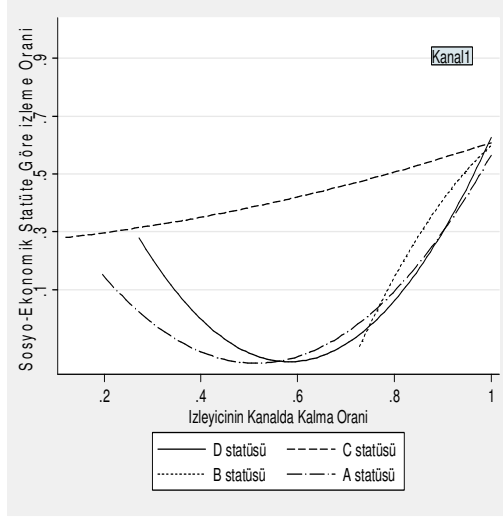
(d) Kanal4 için Marjinal Etkiler

Şekil 11: Televizyonda Reklam İzlemede Genel İzleyiciler Arası Oranın Yaş Grupları Üzerinde Etkisi.

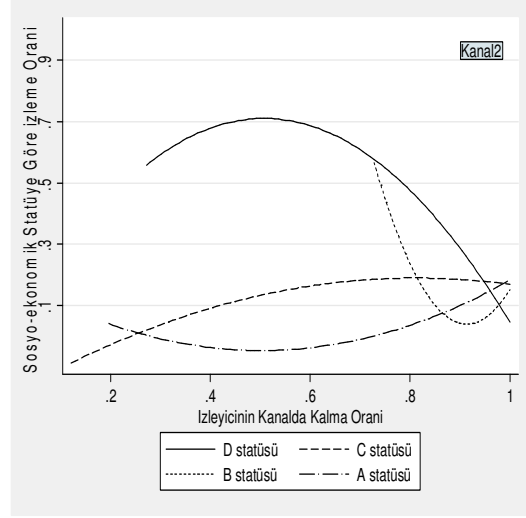
Her yaş grubunun azalmadan artmaya geçiş oranı farklı olsa da genel eğilim Kanal3 için bu yöndedir ve belirtilen yaş gruplarında %3 genel izlenme oranı sonrasında artma trendi görülür. (35-44) yaş grubu izleyicisi de genel izlenme oranına ters yönde reklamda kalma yönünde eğilim içindedir. Bu yaş grubu için genel izlenme oranının artması kanalda reklamdan kaçma eğilimine sebeptir. Kanal4 analizleri için Şekil 11(d)

kullanılır. Kanal4'te tüm yaş gruplarının reklamda kalma eğilimleri aynı çizgide gerçekleşmektedir. Genel izlenme oranı artarken kanalda reklamda kalma eğilimleri de artmaktadır. En fazla artışla (12-19) yaş grubu dikkat çekerken genel izlenme oranı içinde en fazla payı da Kanal4 adına (45 ve üstü) yaş izleyicisi almaktadır.

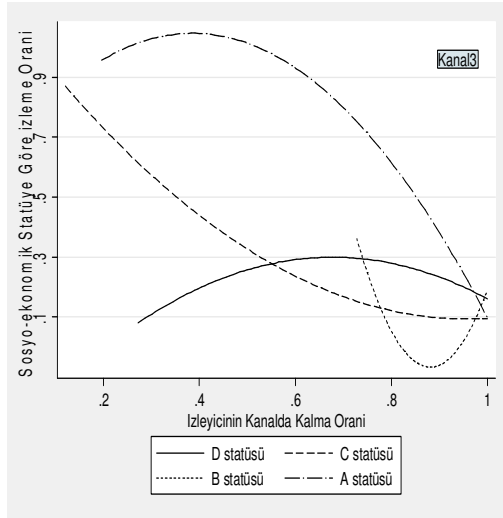
Televizyon kanallarında reklamları izlemeye sadakat değişkenine göre izleyicinin sosyo-ekonomik statüsünün de etkileri görülmektedir. Kanalda reklam izleme için kalan izleyicinin sosyo-ekonomik statüsünün kanallara göre etki etmelerinin değiştiği Şekil 12'de ortaya konulmuştur. Şekil 12 her bir kanal için ayrı ayrı (a); Kanal1, (b);Kanal2, (c);Kanal3 ve (d);Kanal4 olarak reklamda kalma eğilimlerini sadakat ve sosyo-ekonomik değişkenlere göre belirtmektedir. Kanallara teker teker bakılırsa; Kanal1 için Şekil 12 (a) incelendiğinde, sadakat değişkeninde artma olduğunda B ve C statü gruplarına ait izleyicilerin reklamda kalma olasılıklarının artma eğiliminde olduğu, buna karşılık A ve D statü gruplarının izleyici kitlelerinin % 40-50'ye kadar diğer statü grubu izleyicileriyle ters davranış gösterdikleri sonrasında ise diğer statü grupları gibi reklamda kalma olasılıklarında artma eğilimi görülür. Bu durumda Kanal1 için sadakat değişkeninin %60'tan fazla olduğu durumlarda her statüden izleyicinin reklam izleme olasılığının arttığı söylenebilir. Aynı tür analizler Kanal2 için Şekil 12(b)'den faydalanılarak yapılır. Bu kanalda sadakat değişkeni sosyo-ekonomik statü yapısına göre çok farklılıklar göstermektedir. A sosyo-ekonomik statüsündeki izleyiciler %50'lere kadar sadakat değişkeninin artmasına rağmen azalma yönünde reklamda kalma eğilimindedir. Sonrasında sadakat değişkeninin artması reklamda kalma olasılığını artırır. B sosyo-ekonomik statü izleyicileri de benzer bir davranış gösterse de değişimin oranı %90'lara gelmektedir. C statüsü izleyicileri sadakat değişkeni artarken reklamda kalma olasılığında artma göstermekteyken, D statüsündeki izleyiciler sadakat değişkeninin artması ile reklamda kalma olasılığı artarken %50'lerden sonra sadakat değişkeninin artması ile azalma eğilimine girmektedir. Televizyon programlarından sonra reklamlarda kanalda kalmanın oranı %90'lara vardığında D sosyo-ekonomik statüsündeki izleyiciler dışındaki tüm izleyicilerin reklam izleme olasılığı artmaktadır.



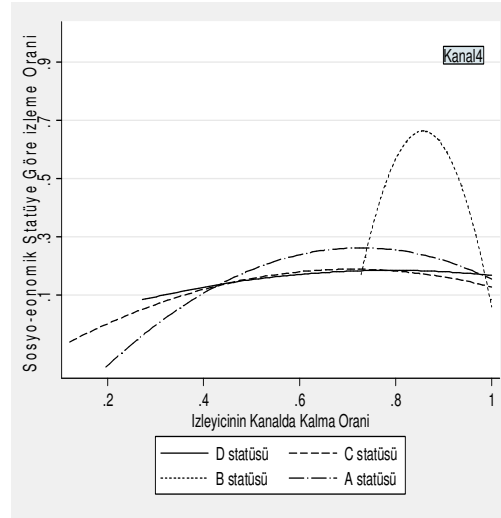
(a) Kanal1 için Marjinal Etkiler



(b) Kanal2 için Marjinal Etkiler



(c) Kanal3 için Marjinal Etkiler



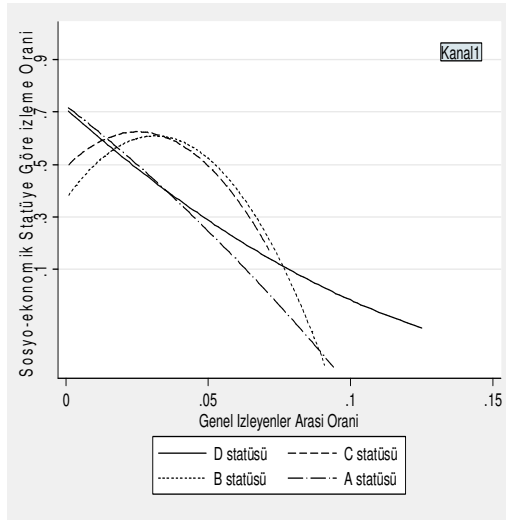
(d) Kanal4 için Marjinal Etkiler

Şekil 12: Televizyonda Reklam İzlemede İzleyicinin Kanalda Kalma Oranının İzleyicinin Sosyo-ekonomik Statüsü Üzerinde Etkisi.

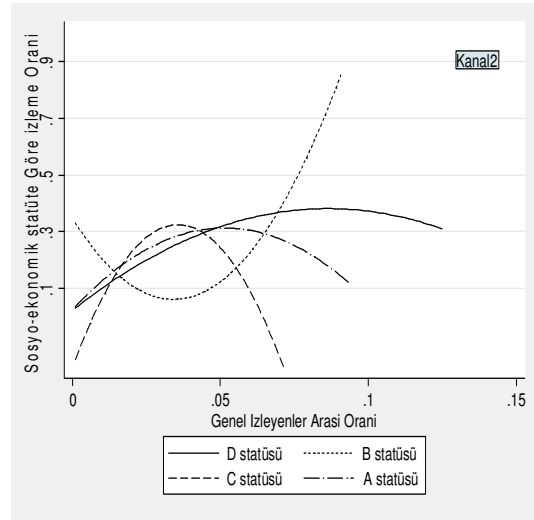
Kanal3 için Şekil 12(c)'den yararlanılır. Kanal3'te en üst ve en alt iki statünün reklamlarda kalma olasılığı için yapısal benzerlikler gösterdiği görülmektedir. İki statünün de sadakat değişkeninin artmasına bağlı olarak reklamları izleme olasılığı belirli bir orana kadar artmakta sonrasında ise azalma eğilimi göstermektedir. Yüksek

oranda kanalda kalmanın A ve D statüsündeki izleyicileri reklamdaki kaçırıldığı söylenebilir. Kanal3'te en fazla kanalda kalma oranı B statüsü izleyicisindedir. B statüsünde sadakat oranı ne kadar çok olursa bu kanal için o kadar reklam izleme olasılığı artmaktadır. B statüsündeki izleyicinin sadakat oranı düştüğünde de reklamdaki kalmasında da azalma eğilimi vardır. Kanal3 izleyicilerinin içinde en istikrarlı davranışı izleyen C statüsü izleyicileridir. C statüsünde sadakat değişkenine bağlı olarak reklamdaki kalma eğilimi ters orantıda bir yol izlemekte, sadakat değişkeni artarken reklamdaki kalma olasılığında azalma göstermektedir. Kanal4'ün analizleri de Şekil 12(d)'den çıkarılabilir. Kanal4 için bütün statülerin izleyicileri benzer yapıda davranış sergilemektedir. Bu anlamda bu kanal için sadakat değişkeninin en yüksek olduğu durumlarda tüm statü izleyicileri reklamdaki kaçma eğilimi gösterirken daha düşük sadakat değişkeni oranlarında hemen bütün statü izleyicisi reklamdaki kalma yönünde davranmaktadır. Eğilimler arası fark olmakla beraber bu farkın en az olduğu statü D olurken en fazla fark ise B statüsü izleyicisinde olmaktadır.

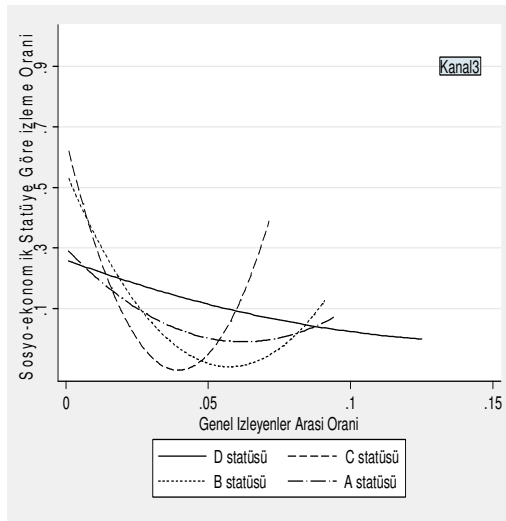
Televizyon reklamlarını izlemeye seyirci davranışlarını genel izleyici oranı ve sosyo-ekonomik statü gruplarına bakarak kanallar arası fark olup olmadığı analizleri yapılabilir. Reklamdaki kanalda kalma veya kalmama olasılıklarını genel izleyenlerin sosyo-ekonomik statülerine göre etkili olup olmadığı Şekil 13'den çıkarılabilir. Şekil 13(a) Kanal1 için olduğundan burada genel izleyici oranlarında artış olduğu durumlarda tüm sosyo-ekonomik statüsü izleyicilerinin reklamdaki kalma eğilimlerinde azalma görülmektedir. Kanal1 için genel izlenme oranı düştüğü zaman reklam izleme eğiliminin bu oran arttığı zamankinden daha fazla olduğu söylenebilir. Kanal1 için genel izlenme payının artması reklamları izlemeye pozitif katkı sağlamamaktadır. Bununla beraber genel izlenme oranının %4'ten az olduğu durumlarda B ve C statülerinde reklam izleme olasılığında artmaktadır. Kanal2 için Şekil 13(b)'den yararlanırsa, genel izlenme oranının artması ile B statü grubu izleyicisi dışında diğer tüm sosyo-ekonomik statü izleyicilerinin reklam izlemeye karşı benzer eğilim içinde olduğu görülür. Genel izlenme oranında artmaya karşılık A, C ve D sosyo-ekonomik statü gruplarının izleyicilerinin reklamdaki kalma yönünde oranları farklı olsa da artma sonra da azalma eğiliminde olduğu görülmektedir.



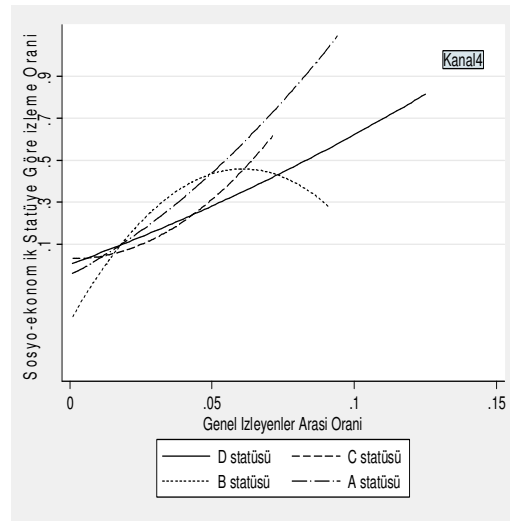
(a) Kanal1 için Marjinal Etkiler



(b) Kanal2 için Marjinal Etkiler



(c) Kanal3 için Marjinal Etkiler

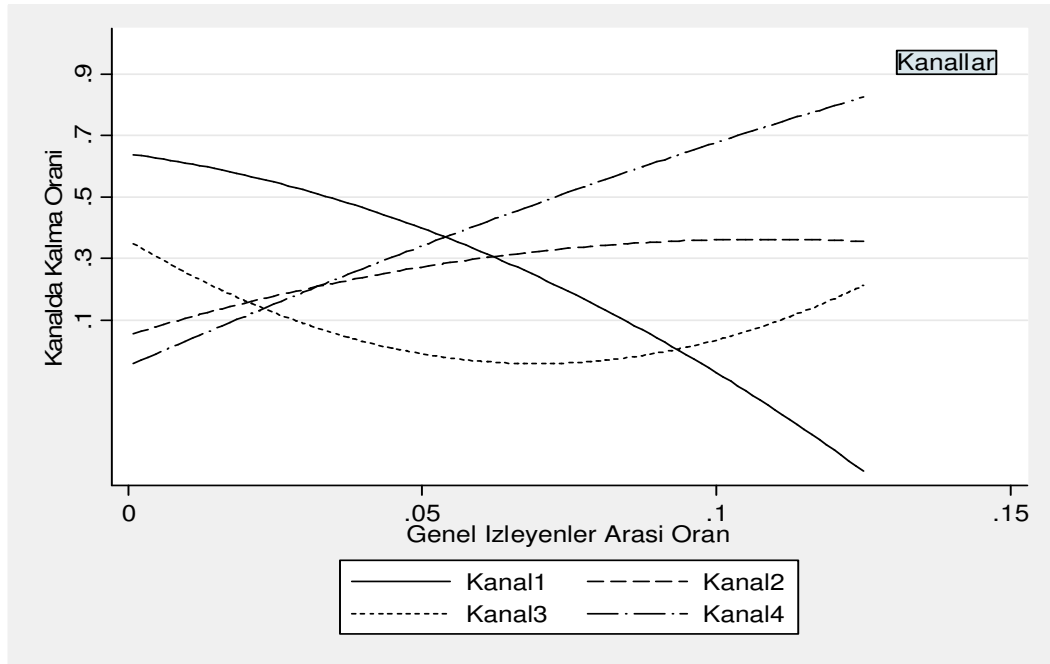


(d) Kanal4 için Marjinal Etkiler

Şekil 13:Televizyonda Reklam İzlemede Genel İzleyiciler Arası Oranın Sosyo-ekonomik Statü Grupları Üzerinde Etkisi.

B statü grubu izleyicisi ise Kanal2’de genel izlenme oranının artışına göre reklamda kalma olasılığında önce azalma sonra artma eğilimi görülür. Kanal2 ‘nin genel izlenme oranının artması bu kanalın B statüsü izleyicilerinin reklamda kalma olasılığının artmasına, geri kalan statü gruplarında ise olasılıkta azalma meydana gelmektedir.

Kanal3 (Şekil 13(c)) için D sosyo-ekonomik statü grubu dışındaki tüm sosyo-ekonomik statü gruplarının reklamlarda kalma eğilimleri oranları farklı olmakla beraber şeklen aynıdır. Belirtilen statü gruplarında genel izlenme oranı artması ile önce reklam izleme olasılığında azalma sonra artma eğilimi görülür. D statü grubunun izleyicisi ise genel izlenme oranı tersine reklama karşı tutum göstermektedir. Genel izlenme oranı arttıkça bu grubun izleyicisi reklamdan kaçma yönünde eğilim gösterir. Kanal4 için Şekil 13 (d)'ye bakılırsa B statü grubu izleyicisinin dışında tüm statü gruplarının genel izlenme oranına göre reklam izleme adına artan bir olasılığa sahip olduğu sonucuna varılır. B statü grubunda ise diğer statülere benzer bir artma %5 genel izlenme oranına kadar görülürken, sonrasında genel izlenme oranı artarken reklamda kalmama yönünde bir eğilim ortaya çıkmaktadır.



Şekil 14: Televizyonda Reklam İzlemede Genel İzleyiciler Arası Oranın Kanalda Kalma Oranı Üzerinde Etkisi.

Kanalda bir dakika öncesine göre hesaplanan kanal izleyici oranının kanalın genel izlenme oranı üzerinde etkisinin kanala göre değiştiği Şekil 14'ten anlaşılmaktadır. Kanal1 için sadakat değişkeni ile genel izlenme oranı arasında ters

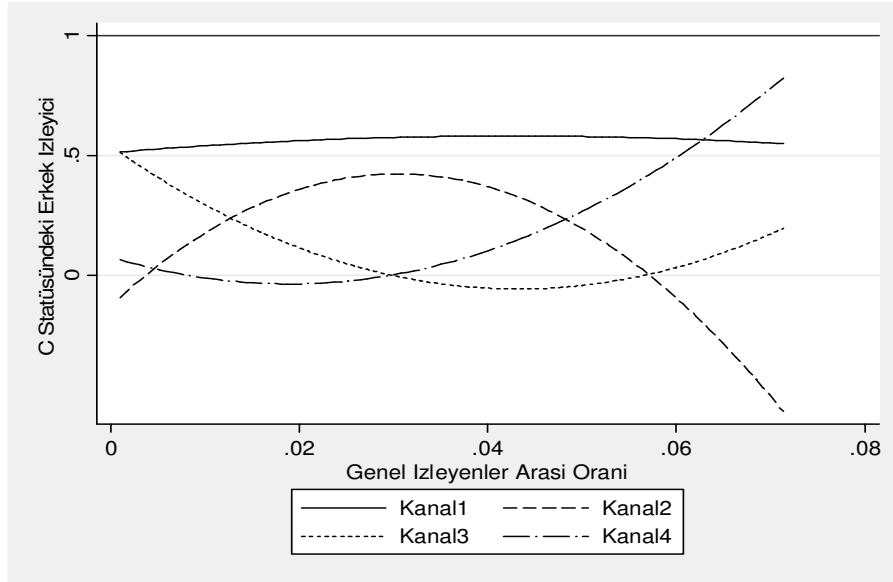
bağıntı vardır. Kanal1 izleyicisinin genel izleme oranı ne kadar artarsa kanalda kalma oranı azalmaktadır. Bu kanalda genel izlenme oranı düşükse izleyiciler programdan sonra reklamda kalma eğilimi daha fazla göstermektedir. Kanal2 için bu orantı doğru bir orantıdır. Kanal2 izleyicisinin reklamda kalma eğilimi sadakatine bakarak ne kadar fazla genel izlenme oranı varsa o kadardır. Yalnız bu artış azalarak devam eden bir artıştır. Kanal3 için genel izlenme oranının değeri önemlidir. Bu kanal izleyicisinin sadakat değışkeniyle birlikte reklamda kalması %8 izlenme oranına kadar genel izlenme oranı arttıkça azalma sonrasında artma yönündedir. Kanal3'te genel izlenme oranının fazla olması kanalda kalıp reklam izleme olasılığında artışa sebep olmaktadır. Kanal4'te genel izlenme oranı ile kanalda kalma oranı arasında pozitif ve doğrusal bir ilişki söz konusudur. Kanal4 izleyicisinin reklamda kalması kanalda kalma oranına paralel olarak genel izlenme oranının artmasına bağlıdır. Genel izlenme oranı ne kadar fazla olursa Kanal4 izleyicisi o kadar fazla reklam izleme eğilimindedir.

4.5.5 Model 2 ve Model 3 için Marjinal Etki Analizleri

Bu kısımda da multinomial lojit modelden yararlanarak kurulan Model 2 her bir kanal için elde edilen tercih edilme olasılıklarının etkileşim değışkenlerinin (CS, CY ve YS) , kanalda kalma (Sad) ve genel izlenmede (Rating) meydana gelen değışiklikleri nasıl yansıttığını izlemek amacıyla bazı marjinal etki hesaplarına yer verilmiştir. Aynı değışkenler Model 3'te de vardır ve Model 3 baz alınmış karşılaştırmalarda Model 2 kullanılmıştır. Bu etkilerin değışkenlere göre farklılık gösterdiği burada ortaya konulmaktadır. Marjinal etkiler hesaplanırken değışkenlerin model örnekleminde ortalama değeri aldıkları varsayılmıştır.

C statüsünde erkek izleyicilerin reklam izleme olasılıklarının genel izleyenler arası oran (Rating) değışkeni ile karşılaştırılması sonucunda, kanallar arası ilk dakika reklamda izleyici tutma açısından farklılıklar görülür. Şekil 15'te kanallar ayrı ayrı gösterilmiştir. Kanal1 için genel izlenme oranı arttıkça reklam izleme olasılığında bir değışiklik yoktur. Kanal2'de genel izlenme oranı arttıkça önce belli bir orana kadar reklamda kalma olasılığında artma sonrasında genel izlenme oranı artmasına karşılık azalma eğilimi görülür. Kanal3'te reklamların ilk dakikasında belirtilen tipteki izleyici davranışları Kanal2'in tam aksi yönündedir. Kanal3'te belli bir orana kadar reklam

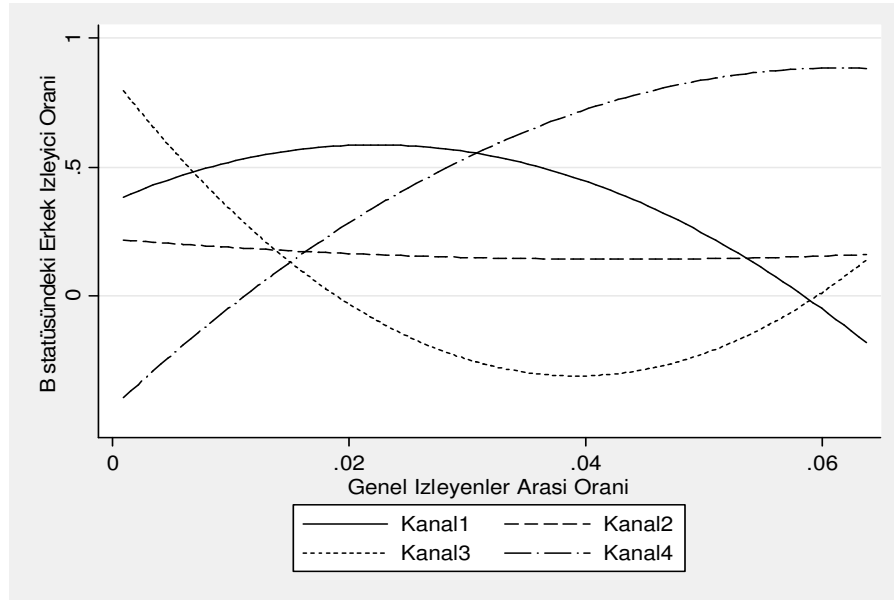
izlemede azalma sonrasında genel izlenme oranı ne kadar yüksekse ona uygun reklamda kalma olasılığında artma tahmin edilir. Kanal4'te ise genel izlenme oranına bağlı olarak reklam izleme olasılıklarında artma görülür. Aynı grafikten yararlanarak C sosyo-ekonomik statüsündeki kadın izleyicilerin de reklamlara karşı davranış biçimi tanımlanabilir. Kanal1 C sosyo-ekonomik statülü kadın izleyiciler genel izlenme oranından reklam izleme olarak etkilenmezler. Aynı kategoride Kanal2 izleyicileri ise önce reklam izlememe olasılığında sonra izleme olasılığında artma göstermektedir. Kanal3'te ise bu durum tam ters yöndedir. Kanal4 C sosyo-ekonomik statülü kadın izleyicilerin ilk dakika reklamda kalma olasılıkları genel izlenme oranına ters yönde tahmin edilmektedir.



Şekil 15: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oranla Karşılaştırılması.

B statüsünde erkek izleyicilerin kanallara göre farklılık gösteren ilk dakika reklam izleme eğilimleri genel izlenme oranına etkisinde Şekil 16'da verilmiştir. Genel izlenme oranı arttıkça Kanal1'in reklam izleme olasılığı kısa bir süre artan değeri sonrasında çok keskin düşüş gösterir. Kanal2 genel izlenme oranından etkilenmezken, Kanal3 belirli bir orana kadar genel izlenme oranına zıt sonrasında ona paralel hareket

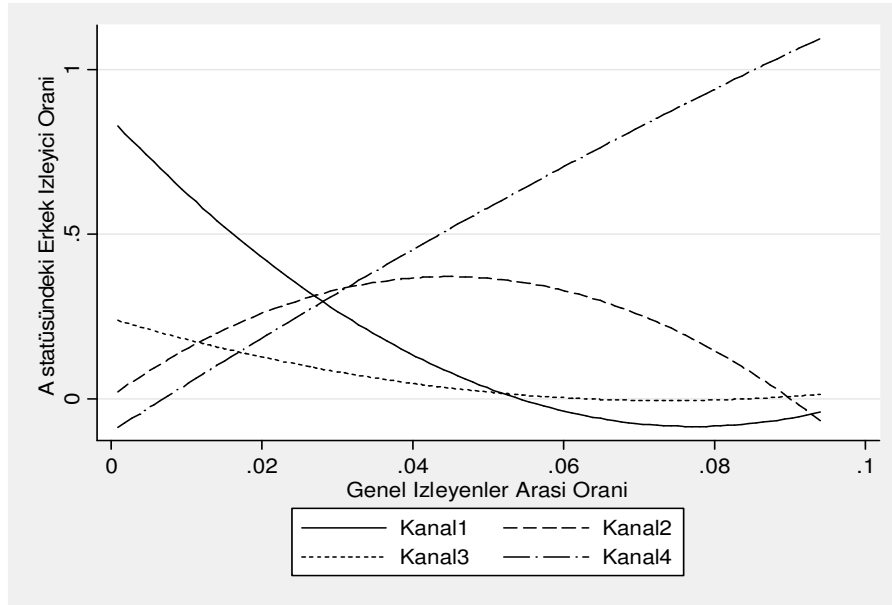
eder. Kanal4'te genel izlenme oranına göre reklamda kalma olasılıklarında sürekli bir artma tahmin edilmektedir. B statüsündeki kadınların tutumu Şekil 16'dan anlaşılır. Bu tip izleyicilerin Kanal1'de reklam izlemeye eğilimi genel izlenme oranı etkisinde önce azalırken sonra artar. Kanal2'nin aynı tip izleyicisi genel izlenme oranından etkilenmezken, Kanal3'te durum Kanal1'in tersi şeklindedir. Kanal4'te ise genel izlenme oranına ters reklamda kalma eğilimi tahmin edilir.



Şekil 16: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oranla Karşılaştırılması.

A sosyo-ekonomik statüsünde erkek izleyicilerin genel izlenme oranı etkisinde ilk dakika reklam izlemelerinde kanallara göre değişiklikler vardır. Şekil 17'den anlaşılacağı gibi genel izlenme oranı artışına bağlı olarak A sosyo-ekonomik statü erkek izleyicilerin Kanal1 ve Kanal3'te ilk dakika reklamda kalma eğilimlerinde düşüş vardır. Aynı tip izleyici kitlesinin ilk dakika reklam izlemede Kanal4'te doğrusal bir yapıda genel izlenme oranına göre artma eğiliminde olduğu ve Kanal2'de de reklamları izlemenin önce artma sonra azalma eğiliminde olduğu sonucu çıkar. A sosyo-ekonomik statü grubunun kadın izleyicisi ise Kanal1 ve Kanal3'te genel izlenme oranı artıkça reklam izleme olasılığında artma, Kanal4'te de doğrusal olarak azalma eğiliminde olurken, Kanal2 için ise belirli orana kadar azalma sonrasında artma olasılığını gösterir.

Şekil 15, 16 ve 17’den çıkarılacak genel sonuç, genel izlenme oranının yüksek olmasına bakarak seyircinin reklam izleme olasılığının yüksek olduğunu söylemenin doğru olmadığıdır. Görüldüğü üzere bazı izleyici tiplerinde kanalın izlenme oranı artarken reklamdaki kaçma eğilimine artma olmaktadır. Bu durumda reklam verenlerin sadece kanalın genel izlenme oranına bakarak reklam vermesi ürün tanıtımı için yeterli kriter değildir.

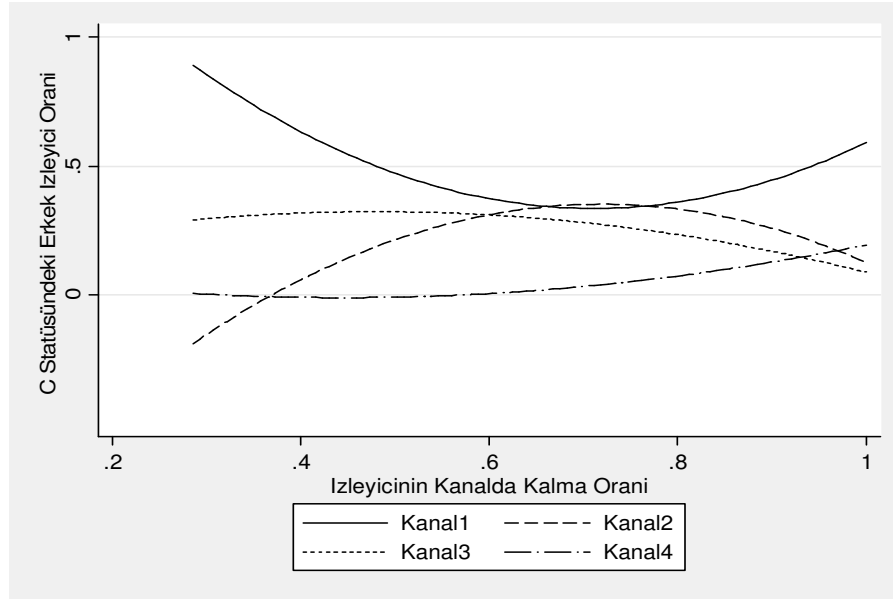


Şekil 17: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oranla Karşılaştırılması.

C sosyo-ekonomik statüdeki izleyicilerin sadakat değişkeninin etkisiyle kanallarda reklam izleme eğilimlerinde farklılıklar olduğu Şekil 18’de görülür. Buna göre C statüsündeki erkek izleyiciler reklam izlemede bir önceki dakikaya göre kanalda kalma oranına bakılarak Kanal1 için ilk dakika reklam izlemede azalma tutumu sonrasında sadakat değişkeninin oranının artmasıyla beraber ilk dakika reklamda kalmaya göre bir tutum tahmin edilmektedir. Kanal2’de bu durum aynı izleyici tipinde Kanal1’in tam tersi eğilimdedir; sadakat değişkeninin oranında artış önceleri reklam izleme olasılığında artış sonra azalışı verecektir. Kanal3 belirli bir orana kadar sadakat değişkeninden etkilenmemekte sonrasında sadakat değişkeni arttıkça reklamda kalma

olasılığının düşmesine neden olur. Kanal4'te de C sosyo-ekonomik statüdeki erkek izleyiciler üzerinde sadakat değişkeninin belirli orana kadar etkisinin olmadığı sonrasında sadakat değişkeni artarken reklamda kalma olasılığının arttığı tahmin edilir.

C sosyo-ekonomik statüdeki kadın izleyicinin kanallarda ilk dakika reklam seyretmelerinin sadakat değişiminin artmasına bağlı olarak değişimi şöyledir; Kanal1 belirli bir orana kadar artar sonra azalma trendine girer. Kanal2'de ise Kanal1'in tersine önce reklamdan kaçış sonrasında reklamda kalma olasılığında artma görülür. Kanal3'te belirli bir orana kadar sadakat değişkeninin bir etkisi yok iken bu oran geçilince reklamda kalma eğilimi artar. Kanal4 için belirli bir orana kadar sadakat değişkeninin etkisi olmazken sonrasında reklam izleme eğiliminde azalma tahmin edilir.

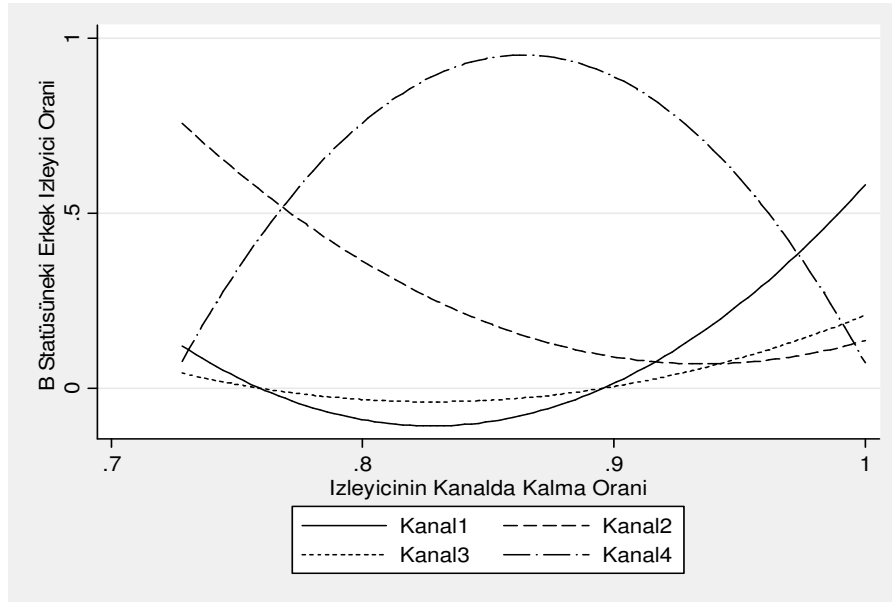


Şekil 18: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

Şekil 19'dan anlaşıldığı gibi B sosyo-ekonomik statüsündeki erkek izleyiciler reklamlara kalmada en çok sadakat gösteren izleyici kitlesidir. Sadakat oranları her bir kanal için %70'ten başlar. Kanal1'de B statüsündeki erkek izleyiciler sadakat değişkenine göre reklamda kalma adına önce azalma %85'lerden sonra da artma eğilimi gösterir. Kanal2 için aynı tip izleyici grubunda reklam izleme olasılıklarında azalma sadakat oranının çok yüksek olduğu durumda hafif artma tahmin edilir. Kanal3 Kanal1

gibi bir görüntü çizmektedir. Kanal4 ise reklamda kalma yönünde artma sonra sadakat oranı yükseldikçe başlangıç seviyesine kadar düşüş eğilimi gösterir.

B sosyo-ekonomik statüsündeki kadın izleyici kitlesinin davranışı Kanal1 ve Kanal3 için ilk dakika reklam izleme olasılığında çok az bir artma sonrasında reklamda kalma olasılığında azalma şeklindedir. Kanal2’de de sadakat değişkeninin artması reklamda kalma olasılığını artırır. Kanal4’te ise belirli bir orana kadar reklam izleme olasılığında görülen artma bu orandan sonra yerini azalmaya bırakır.



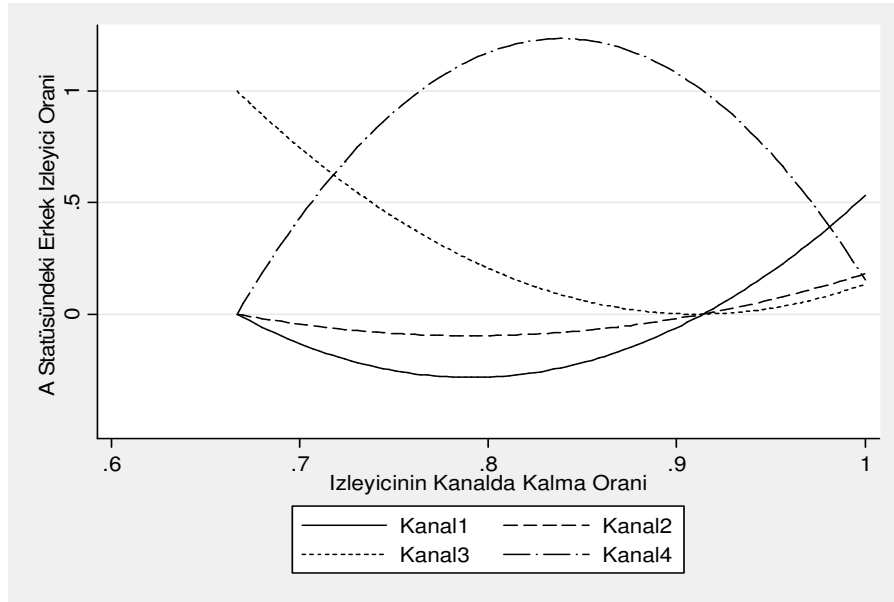
Şekil 19: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

Şekil 20’de A sosyo-ekonomik statüdeki erkek izleyicilerin sadakat değişkenine göre reklam izleme tutumları görülür. Kanal1, Kanal2, Kanal3 reklam izleme trendleri sadakat oranlarının farklı etkisi olsa da benzer bir yapı sergilerler. Bu üç kanalın A sosyo-ekonomik statüsündeki erkek izleyiciler önce sadakat değişkeninin artmasıyla ilk dakika reklam izlemede azalma eğilimi sonra da artma eğilimi sergilerler. Aynı izleyici tipinin Kanal4’teki izleyicisi ise üç kanalın tersi bir eğilimdedir.

A sosyo-ekonomik statüdeki kadın izleyicilerin sadakat değişkeni etkisinde kanallarda reklam izleme olasılıkları şöyle değişmektedir; Kanal1 önce reklamda kalmada artma yönünde sonra sadakat oranı %80’lere gelince azalma eğilimine girer.

Kanal2 'de çok az artma sonrasında %90 sadakat oranlarında azalma eğilimi, Kanal3 için de %90'lara kadar artma sonrasında reklam izleme olasılıklarında düşme görülür. Kanal4'te ise %85'lere kadar reklamdan kaçma sonrasında reklam izlemeye doğru eğilim görülür.

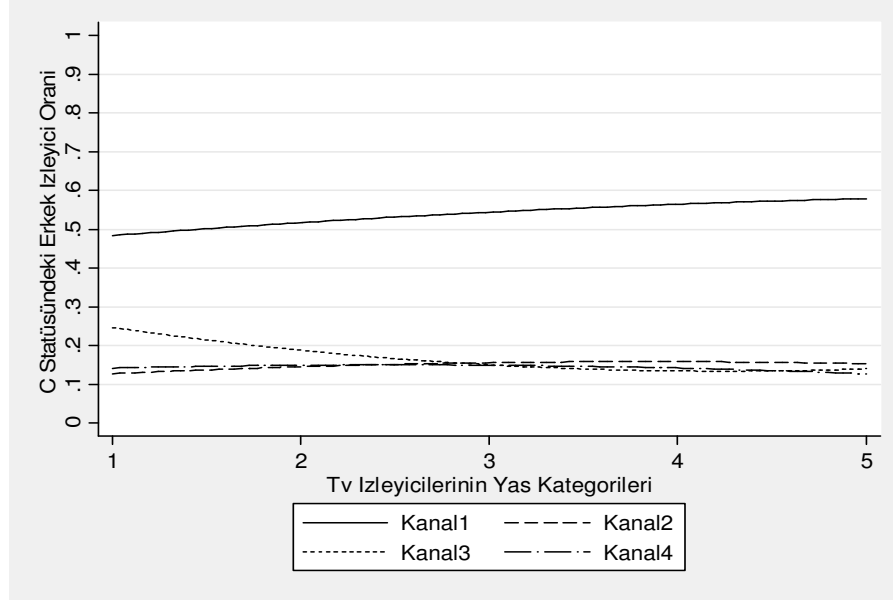
Kadın ve erkek izleyicilerde sosyo-ekonomik statüye de bağlı olarak reklamların ilk dakikasında kanalda kalma genelde sadakat değişkeninin artmasına göre artmaktadır, fakat bunun tam tersi durumlardan da söz edilir.



Şekil 20: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması

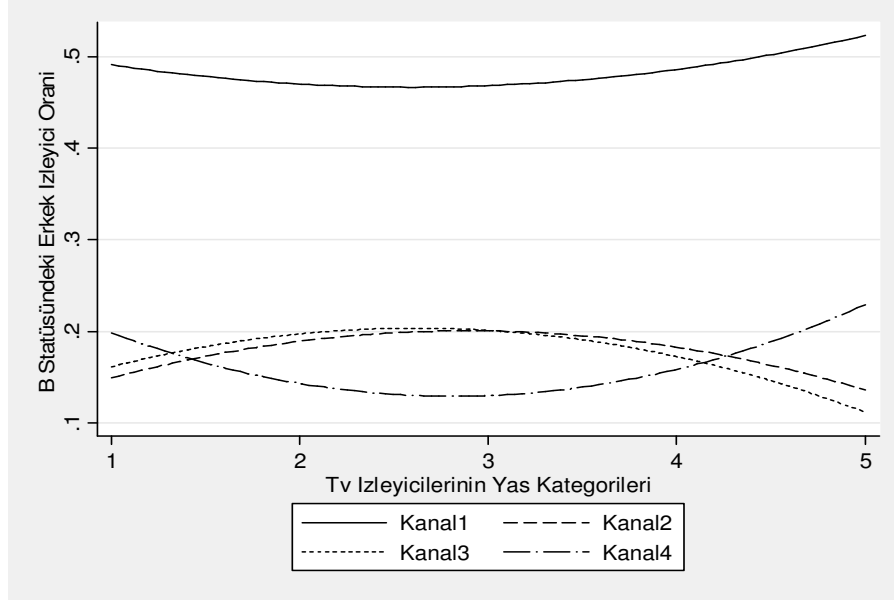
Televizyon izleyicisinin yaş kategorilerine bağlı olarak C sosyo-ekonomik statüdeki erkek izleyicilerin reklamda kalmasının kanallara göre eğilimini veren Şekil 21'dir. Şekil 21'deki analizlerde Kanal3 dışındaki kanallarda C statüsündeki erkek izleyicilerin reklamları izlemeye karşı benzer davranış gösterdiği anlaşılr. Oranları farklı olsa da, Kanal1, Kanal2 ve Kanal4 kanallarında C sosyo-ekonomik statüsündeki erkek izleyicinin yaşı arttıkça reklamda kalma eğiliminde artma tahmin edilir. Kanal3'te ise tam tersi bir eğilim vardır. C statüsündeki kadın izleyicilerde erkeklerin tam aksine davranış olmaktadır; Kanal1, Kanal2 ve Kanal4 kanallarında C sosyo-ekonomik

statüsündeki kadın izleyicinin yaşı artıkça reklamda kalma eğiliminde azalma, Kanal3 için de artma tahmin edilir.



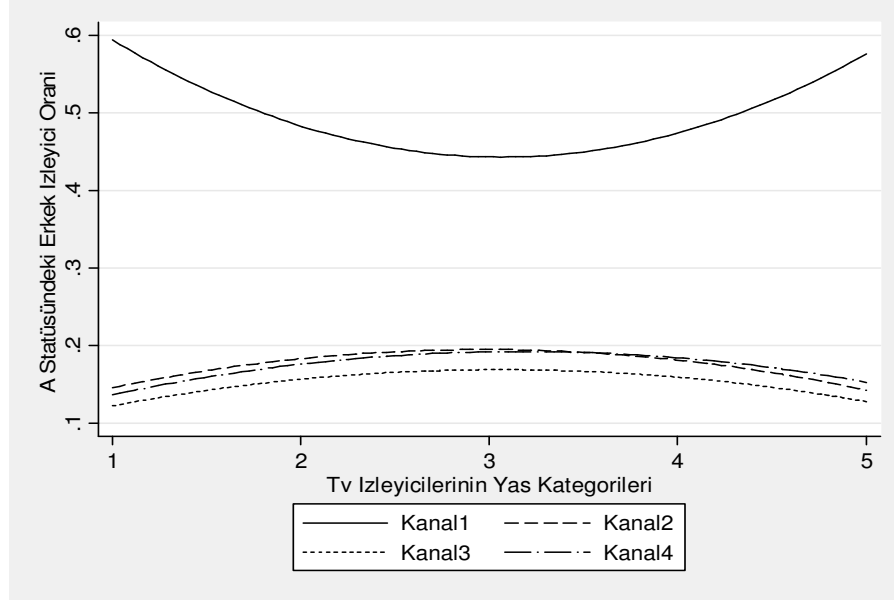
Şekil 21: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Yaş Kategorileri ile Karşılaştırılması.

B sosyo-ekonomik statü erkek izleyicilerinin yaş gruplarının etkisinde ilk dakika reklamda kalmasının kanallara göre davranışı Şekil 22’de analiz edilir. Burada iki grubun olduğundan söz edilir; Kanal1 ve Kanal4 grubunda oranlar farklı olsa da belirli bir orana kadar azalma sonrasında reklamda kalma eğiliminde artma görülür. İkinci grup sayılabilecek olan Kanal2 ve Kanal3 içinde ilk grubun tersine eğilimler olduğu tahmin edilir. Kadın izleyiciler erkeklerin tam tersi bir davranış içinde olacaklarından, B sosyo-ekonomik statüdeki kadın izleyicilerin Kanal2 ve Kanal3’te 3.yaş grubuna yani (20-34) yaş grubuna kadar reklamdan kaçma sonraki yaş gruplarında reklamda kalma yönünde eğilimleri olduğu görülür. Aynı tip izleyicinin Kanal1 ve Kanal4’te ise bu sefer 3.yaş grubuna kadar reklamda kalma olasılığının arttığı sonraki yaş gruplarında reklamdan kaçma trendine girdikleri analiz edilir.



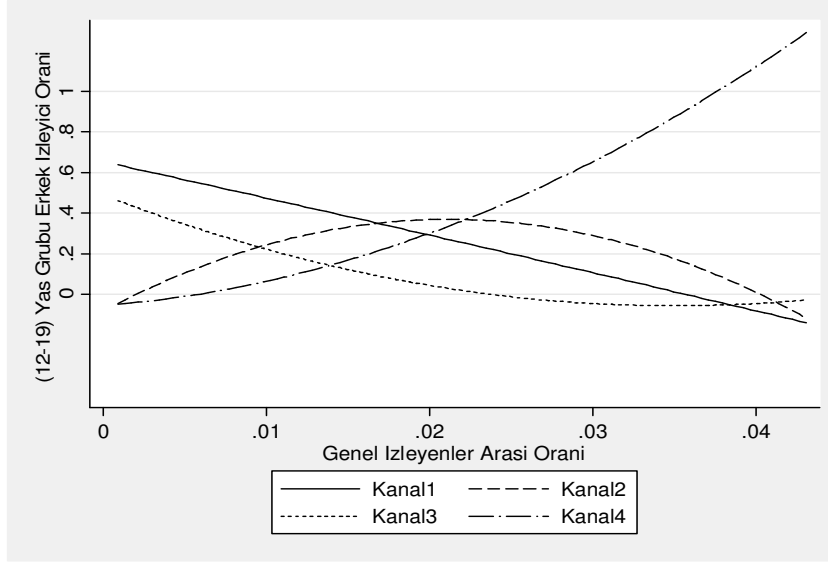
Şekil 22: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Yaş Kategorileri ile Karşılaştırılması.

A sosyo-ekonomik statüdeki erkek izleyicilerin yaş kategorileri etkisinde kanallara göre ilk dakika reklam izleme eğilimlerini gösteren Şekil 23'tür. Burada Kanal1 dışındaki kanallarda A statüsündeki erkek izleyicinin 3. yaş grubuna kadar reklam kalmaya doğru sonraki yaş gruplarında da reklam izlememeye göre davranış sergiledikleri, Kanal1'de durumun tam tersi eğilimde olduğu görülür. A sosyo-ekonomik statü kadın izleyicileri yaş kategorilerinin etkisinde erkek izleyicilerin tersine bir tutum sergilerler; Kanal1 dışında kalan kanallarda 3.yaş grubuna kadar ilk dakika reklam izleme olasılıklarında azalma sonraki yaş gruplarında ise olasılıklarda artma, Kanal1'de ise bu tutumun tam tersi görülür.



Şekil 23: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Yaş Kategorileri ile Karşılaştırılması

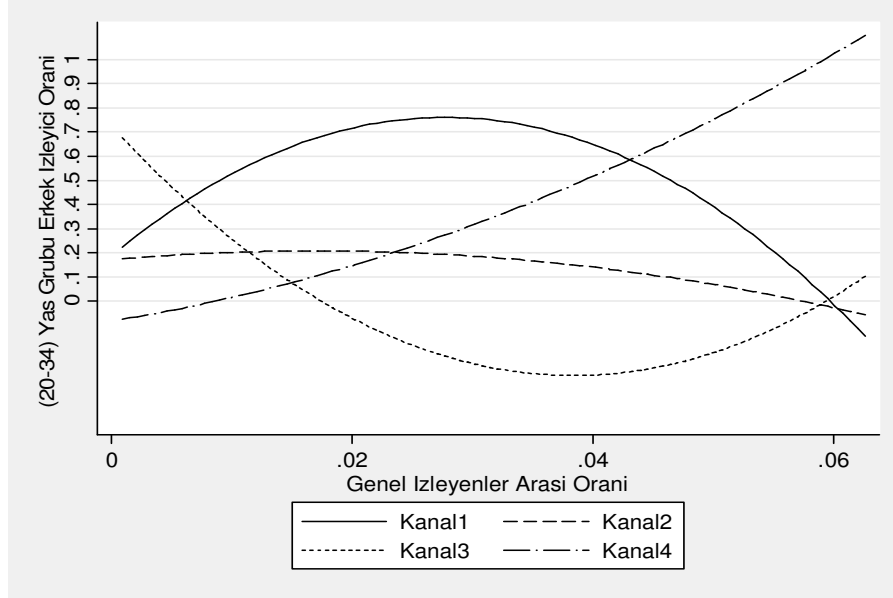
(12-19) Yaş grubu erkek izleyicinin genel izlenme oranının etkisinde kanallarda reklama karşı tutum Şekil 24’te analiz edilir. Burada (12-19) yaş grubu erkeklerinin Kanal1 ve Kanal3’te genel izlenme oranları arttıkça reklam izleme olasılıklarının azaldığı görülür. Kanal2 için de genel izlenme oranı %2 olana kadar arttığı sonrasında reklamda kalma olasılıklarında düşüş olduğu tahmin edilir. Kanal4; (12-19) yaş grubu erkek izleyicinin bu kanalda reklam izlemede genel izlenme oranına uygun hareket ettiği görülür. (12-19) yaş grubu kadın izleyicilerin erkeklerin tersi tutum sergiledikleri; Kanal1 ve Kanal3’te genel izlenme oranı artıkça reklamda kalma eğilimi artarken, Kanal4’te reklamda kalma eğilimi azalmıştır. Kanal2; genel izlenme oranı %2 ve üzeri olursa bu kanalın (12-19) yaş grubu kadın izleyiciyi reklamda tutma adına başarılı olduğu görülür.



Şekil 24: Kanallara göre (12-19) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.

(20-34) Yaş grubu erkek izleyicilerin genel izlenme oranı etkisinde ilk dakika reklamda kalma durumları kanallara göre Şekil 25'te gösterilir. Burada Kanal1'in genel izlenme oranı %3'e kadar reklamda kalma olasılığında artma sonrasında genel izlenme oranının tersine reklamda kalmama trendinin olduğu görülür. Kanal2; (20-34) yaş grubu erkek izleyicinin bu kanalda reklamda kalma olasılığının genel izlenme oranına ters yönde olduğu tahmin edilir. Aynı tip izleyicinin Kanal3'teki durumu oranın %4 olmasına endekslidir. Genel izlenme oranı %4'ün altında olursa reklam izleme olasılığı azalmakta fakat bu oranın aşılması durumunda reklam izleme olasılığının artması tahmin edilir. Kanal4; genel izlenme oranı artıkça bu kanalın belirtilen tipteki izleyicisinin reklamda kalma eğiliminde artma olmaktadır.

(20-34) Yaş grubu kadın izleyicilerin genel izlenme oranı etkisinde ilk dakika reklamda kalma durumları kanallara göre farklılık gösterir. Kanal1'de önce genel izlenme oranına zıt yönde; genel izlenme oranı artarken reklam izleme olasılığı da düşer, belli bir orandan sonra (%3) bu trend tam tersi yönde olur. Kanal2; genel izlenme oranı artarken reklamda kalma eğilimi de artar. Kanal4'te ise Kanal2'nin zıttı bir durum vardır. Kanal3'te kanalın genel izlenme oranı %4 olana kadar reklamda kalmaya eğilim varken sonraki değerlerde eğilim tersine döner.

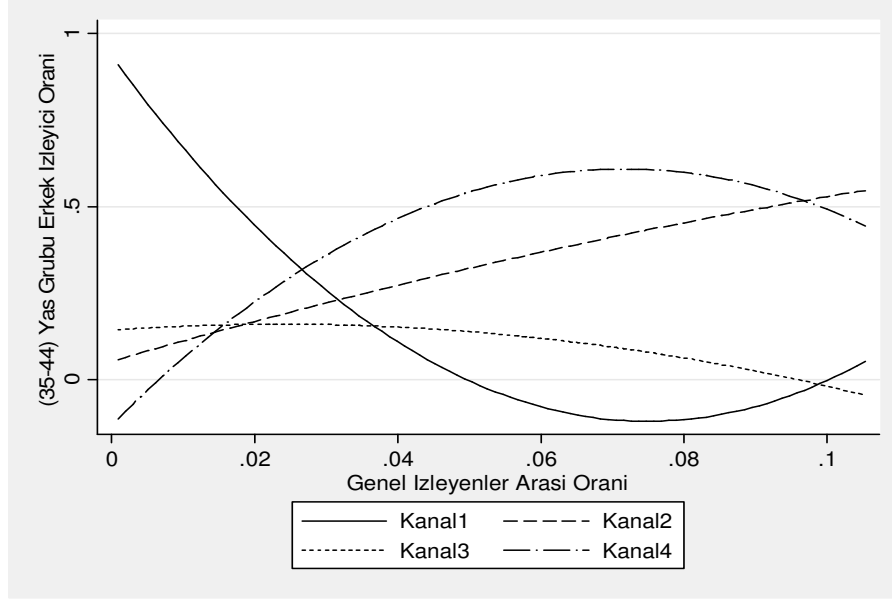


Şekil 25: Kanallara göre (20-34) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.

(35-44) yaş grubu erkek izleyicilerinin ilk dakika reklamda kalmalarını genel izlenme oranları etkisinde kanallara göre değişimleri Şekil 26’da verilmiştir. (35-44) yaş grubu erkek izleyicilerin Kanal1’de reklam izleme eğilimi genel izlenme oranı arttıkça düşmekte ancak genel izlenme oranı %10’dan fazla olursa artma yönünde anlamlı olasılıklar elde edilebilmektedir. Kanal2’de ise genel izlenme oranı ile birebir ilişki görülür. Genel izlenme oranı artışı Kanal2 ‘de (35-44) yaşlarındaki erkek izleyicinin ilk dakika reklam izlemede artma eğilimini doğrudan etkiler. Kanal3’te ise genel izlenme oranı ile reklam izleme arasında ters orantı olmaktadır. Kanal4; Bu kanalda belli bir orana kadar (%7-8 gibi) reklamda kalmaya eğilim sonrasında reklamdan kaçmaya eğilim vardır.

(35-44) yaş grubu kadın izleyicilerinin ilk dakika reklamda kalmalarını genel izlenme oranları etkisinde kanallara göre değişimleri aynı yaş grubu kadınlarının tersi yönündedir. Kanal1’de genel izlenme oranının artmasına göre reklam izleme eğiliminde artma sonrasında azalma, Kanal2 (35-44) kadın izleyicilerde genel izlenme oranının tersi yönünde bir etki tahmin edilir. Kanal3’te ise aynı tip izleyicinin genel izlenme oranına bağlı olarak reklamda kalma eğiliminde artma beklenir. Kanal4’te de genel izlenme

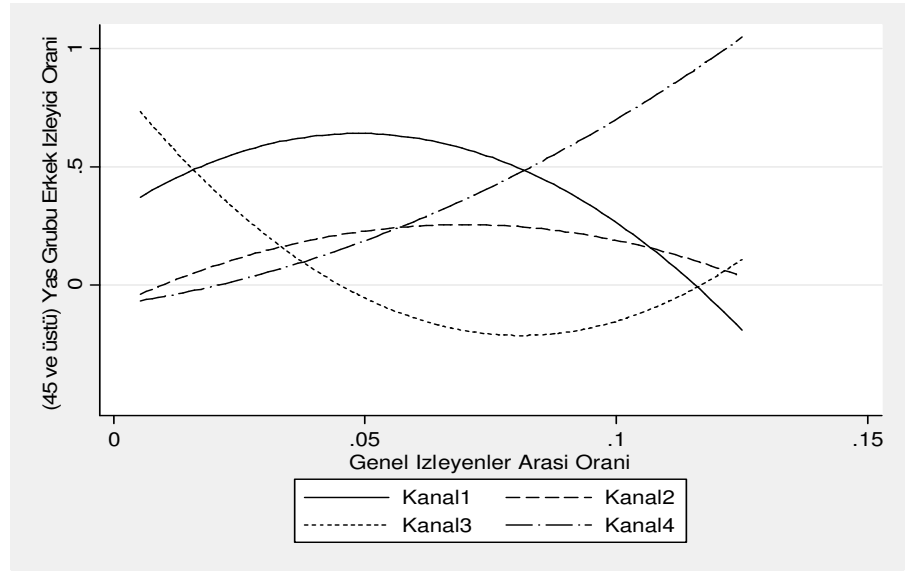
oranı artarken önceleri (%7-8 oranına kadar) reklamdan kaçış sonrasında reklamda kalma yönünde tahmin yapılır.



Şekil 26: Kanallara göre (35-44) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.

(45 ve üstü) yaş grubu erkek izleyicilerin ilk dakika reklamları izlemesinde genel izlenme oranı etkisinin kanalları karşılaştırmada farklılıkları Şekil 27'de görülür. Burada reklamın ilk dakikasında Kanal1'in (45 ve üstü) yaş erkek izleyicileri %5 genel izlenme oranına kadar reklamda kalmada artma sonrasında genel izlenme oranının artmasına karşılık reklam izleme eğiliminde azalma tahmin edilir. Kanal2'nin (45 ve üstü) yaş grubu erkek izleyicileri de Kanal1 izleyicilerine benzer bir tutum sergilerler. Kanal3; reklamda kalma olasılığı genel izlenme oranı arttıkça düşer ve genel izlenme oranı %12'den fazla olduğunda anlamlı bir tahminde bulunulur. Kanal4'ün (45 ve üstü) yaş grubu erkek izleyicileri genel izlenme oranına doğrudan bağlantılı olarak reklamda kalma olasılığında artma gösterir.

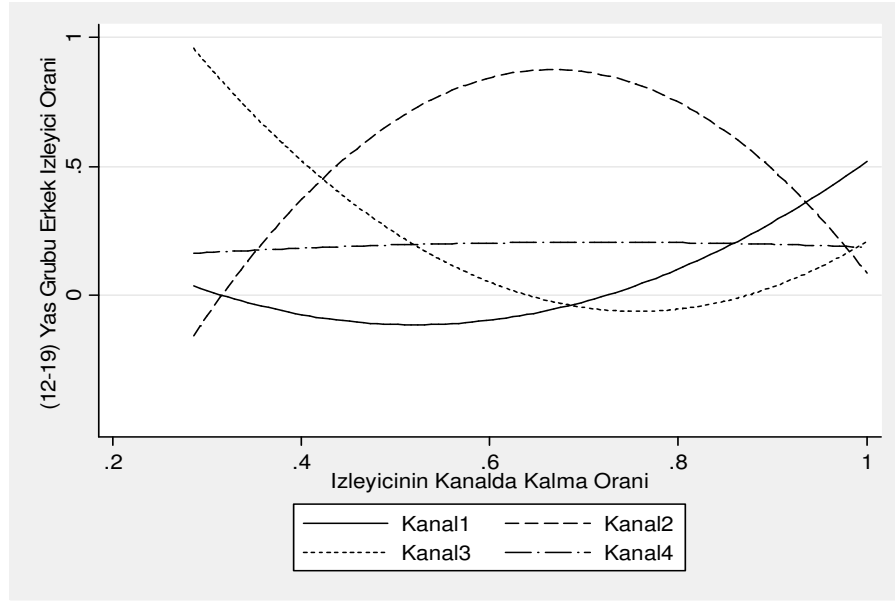
(45 ve üstü) yaş grubu kadın izleyiciler, aynı yaş grubu erkek izleyicilerin aksine, Kanal1 ve Kanal2 kanallarında önce genel izlenmenin tersine reklam izleme eğiliminde azalma, belirli bir orandan sonra da artma görülür. Kanal3 izleyicisinin tutumu ise Kanal1 ve Kanal2'nin tersinedir. Kanal4 izleyicisinde de reklam izleme olasılığı azalarak da olsa artma eğilimindedir.



Şekil 27: Kanallara göre (45 ve üstü) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.

İlk dakika reklam izlemenin kanallara göre (12-19) yaş grubu erkek izleyicilerde izleyicinin kanalda kalma (sadakat) oranı etkisinde değişiklik olduğu Şekil 28'den anlaşılır. Kanal1'in (12-19) yaş grubu erkek izleyicilerinin reklam izleme davranışı sadakat oranı %70'ten sonra anlamlı olmakta ve sadakat oranı arttıkça reklamda kalma eğilimi artmaktadır. Kanal2'nin aynı tip izleyicisi %70'lere kadar reklamların ilk dakikasında reklamda kalma eğilimi sonrasında sadakat değişkeni arttıkça reklamdaki kaçma eğilimi gösterir. Kanal3'ün (12-19) yaş grubu erkek izleyicisi de %70'lere kadar reklamdaki kaçma sonrasında reklamda kalma eğilimindedir. Kanal4'ün aynı tip izleyicisinde sadakat oranının etkisinin reklam izleme üzerinde bir değişikliğe sebep olmadığı tahmin edilmiştir.

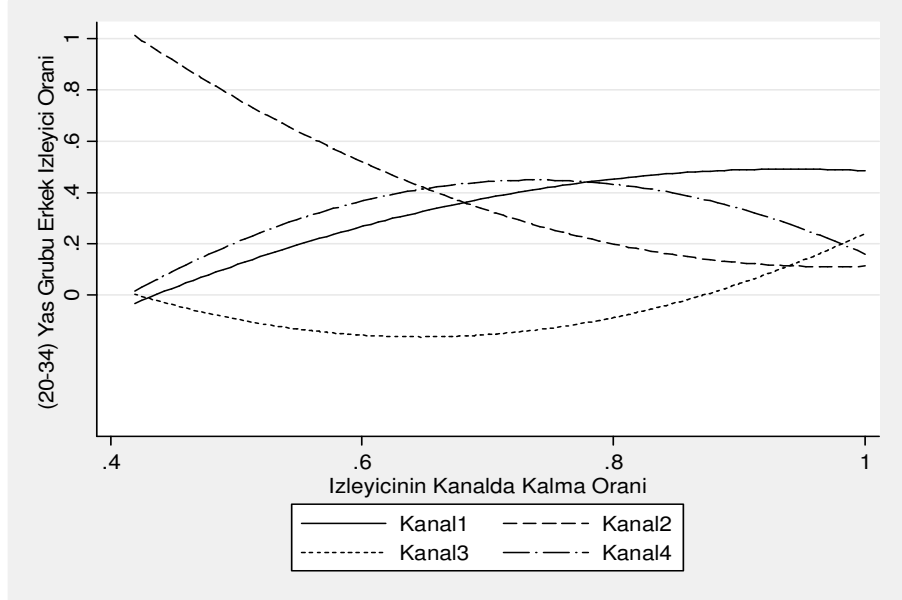
(12-19) yaş grubu kadın izleyicilerde kanallara göre sadakat değişkenindeki artma, reklamların izlenme olasılıklarında şöyle etkili olmaktadır: Kanal1 izleyicisinde %50 oranına kadar reklam izleme olasılığında artmaya sonrasında reklamdaki kaçmaya, Kanal2 izleyicisinde ise Kanal1 izleyicisinin tam tersi davranışa rastlanmıştır. Kanal3 izleyicisi de Kanal1 izleyicisi gibi davranışa da bu kez sadakat oranı %70'lere varmaktadır. Kanal4 izleyicisinde sadakat değişkeni reklam izlemeyi etkilememektedir.



Şekil 28: Kanallara göre (12-19) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

Kanallara göre ilk dakika reklam izleme de değişiklik olduğunu (20-34) yaş grubu erkek izleyicilerin sadakat değişkeni etkisindeki Şekil 29 analiz etmektedir. Kanal1'in (20-34) yaş grubu erkek izleyicisi, izleyicisinin kanalda kalma oranındaki artışa göre reklamda seyircisini reklamda tutma olasılığında artış göstermektedir. Kanal2'nin aynı tip izleyicisi için bu durum tam ters yönde hareket tahmin edilmektedir. Kanal3 izleyicisinin anlamlı sonuçlar verebilmesi sadakat değişkeninin %90'larda olmasına bağlı olup, sonrasında reklamda kalma eğiliminde artış görülmektedir. Kanal4 izleyicisi için ise sadakat değişkeninin %70'lere kadar artmasında reklamda kalma olasılığında artma, sonrasında reklam izleme olasılığında düşme tahmin edilmektedir.

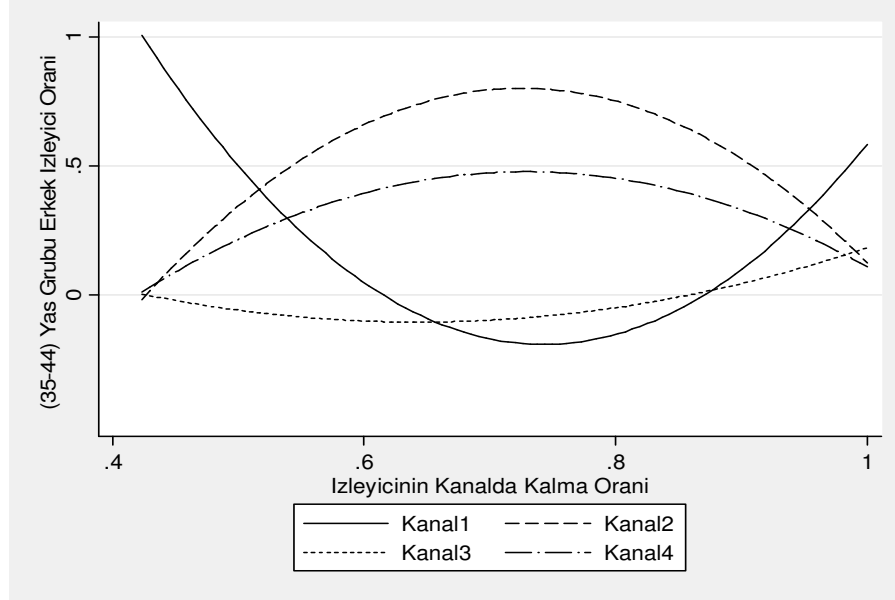
(20-34) yaş grubu kadın izleyici kitlesinin kanallara göre reklamların ilk dakikasında davranış şekilleri şöyle yorumlanabilir; Kanal1,Kanal2 ve Kanal3 kanallarında sadakat değişkeni artarken ilk dakika reklamda kalma olasılığının artması, Kanal4 izleyicisi için de sadakat artarken, reklamda kalma eğiliminin önce azalması sonra artması olarak tahmin edilir.



Şekil 29: Kanallara göre (20-34) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

(35-44) yaş grubu erkek izleyicilerin sadakat değişkeni üzerine etkilerinden yararlanarak kanallarda reklam izleme davranışlarını tahmin eden Şekil 30'dur. Burada, Kanal1 (35-44) yaş grubu erkek izleyicisinin sadakat değişkeninin oranının artmasına göre %75'lere kadar reklamdan kaçma, sonra oranın artmasına karşılık reklam izleme eğilimi tahmin edilir. Aynı durum Kanal3 için de geçerli olup yalnız bu kanalda anlamlı sonuçlar sadakat değişkeninin %90'lara gelmesinden sonra alınabilmektedir. Kanal2 ve Kanal4 kanallarında da aynı tip izleyici grubunun %70 sadakat oranına kadar reklam izleme sonrasında reklamdan kaçma olasılığının arttığı tahmin edilir.

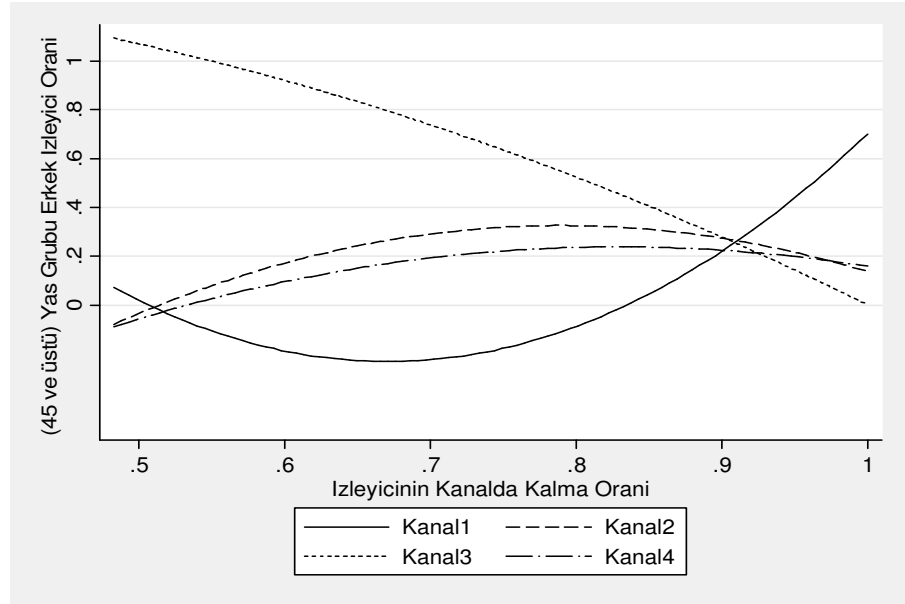
(35-44) yaş grubu kadın izleyicilerin kanallara göre reklam izleme tutumları sadakat değişkeni arttıkça şöyle olur; Kanal1 ve Kanal3 kanallarında sadakat değişkeni artarken önce reklamda kalma sonra reklamdan kaçma eğilimi, Kanal2 ve Kanal4'te ise diğer iki kanalın gösterdiği eğilimlerin tam tersi eğilimler tahmin edilir.



Şekil 30: Kanallara göre (35-44) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

(45 ve üstü) yaş grubu erkek izleyicilerin kanallara göre ilk dakika reklam izlemede sadakat değişkeninin etkisiyle farklılık gösterdiği Şekil 31'de ortaya konulmuştur. Burada belirtilen tipteki izleyici kitlesi Kanal1 için reklamın ilk dakikasında sadakat değişkeninin artmasına karşılık %70'lere kadar azalma sonrasında reklam izleme olasılığında artma göstermekte fakat %85'ten sonra anlamlı sonuçlar vermektedir. Kanal2 ve Kanal4 içinde aynı tip izleyicinin %75'lere kadar sadakat değişkeninin artması ile reklam izleme eğiliminde artma sonrasında azalma tahmin edilmektedir. Kanal3'ün aynı tip izleyicisi ise sadakat değişkenine ters yönde hareket etmekte, sadakat değişkeni artarken ilk dakika reklam izleme olasılığı azalmaktadır.

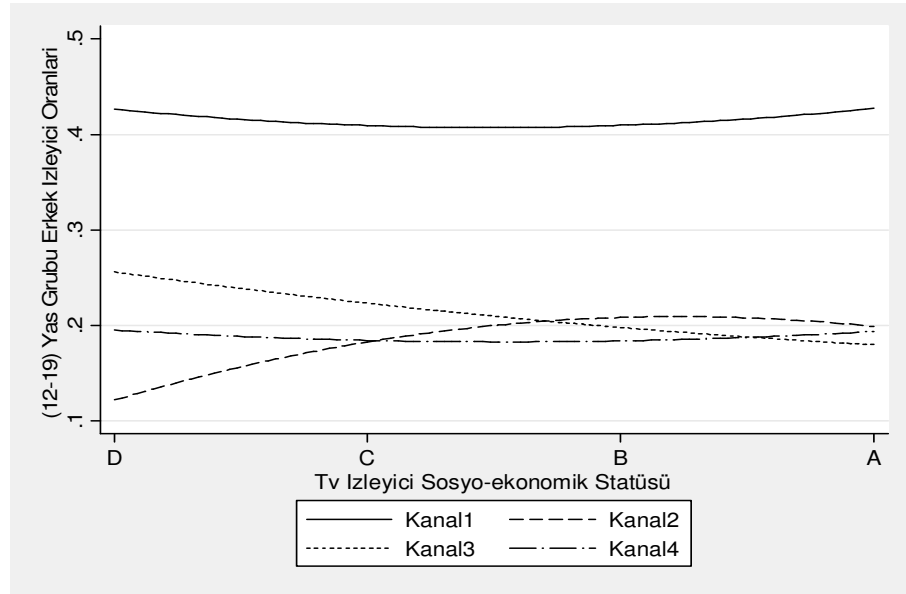
(45 ve üstü) yaş grubu kadın izleyicilerde de kanallara göre ilk dakika reklam izlemede farklılıklar sadakat değişkenine bağlı olarak görülür. Kanal1'in aynı tip izleyicileri %70'lere kadar sadakat değişkenine paralel, sonrasında reklam izleme eğiliminde düşüş gösterirler. Kanal2 ve Kanal4'te de %75'lere varana kadar azalma sonrasında ilk dakika reklam izleme eğiliminde artma tahmin edilir. Kanal3'ün aynı tip izleyicisi ise sadakat değişkenine bağlı hareket etmekte; sadakat değişkeni arttıkça ilk dakika reklamda kalma eğilimi de artmaktadır.



Şekil 31: Kanallara göre (45 ve üstü) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

(12-19) yaş grubu erkek izleyicilerin sosyo-ekonomik statülerinde artış olmasının ilk dakika reklamda kalma eğilimlerinde kanallara göre değişiklik sebebi olduğu Şekil 32'ye bakarak anlaşılır. Kanal1 ve Kanal4 kanallarının (12-19) yaş grubu erkek izleyici de sosyo-ekonomik statü farkı reklam izleme üzerinde etkili değildir. Buna karşılık Kanal2'de aynı tip izleyiciler için sosyo-ekonomik statüde artma ilk dakika reklam izleme eğiliminde artmaya sebep olur. Kanal3 izleyicisinin Kanal2 izleyicisine zıt davrandığı tahmin edilir.

(12-19) yaş grubu kadın izleyicilerin sosyo-ekonomik statülerinde artış olmasının ilk dakika reklamda kalma eğilimlerinde kanallara göre değişiklikleri şöyledir; Kanal1 ve Kanal4 izleyicisinin ilk dakika reklamda kalma davranışı üzerinde sosyo-ekonomik değişikliğin etkisi yoktur. Kanal2'de sosyo-ekonomik statü artarken izleyicisinin ilk dakika reklamda kalma eğiliminde azalma vardır. Kanal3 izleyicisinde de sosyo-ekonomik statü arttığında ilk dakika reklamda kalma eğilimi artmaktadır.

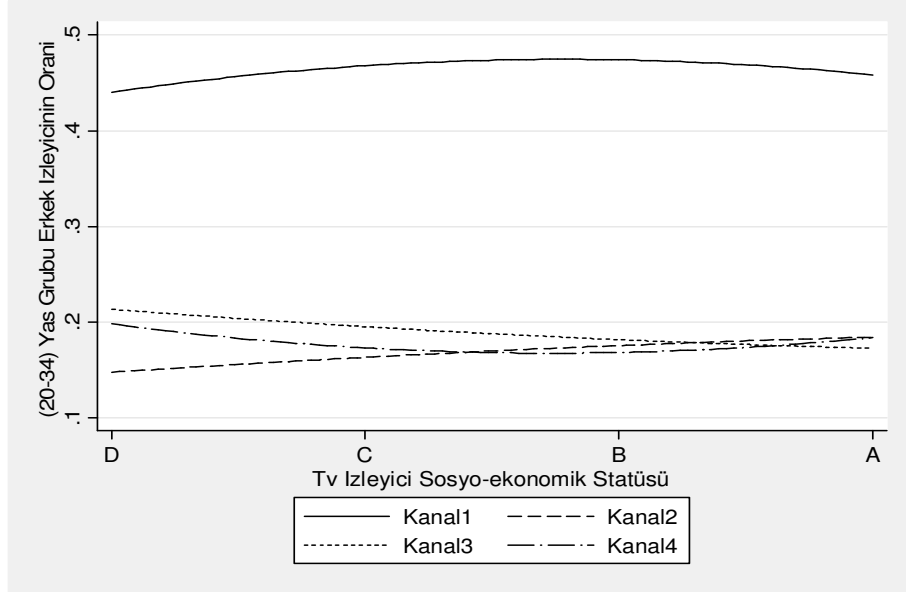


Şekil 32: Kanallara göre (12-19) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Sosyo-ekonomik Statü Değişikliğiyle Karşılaştırılması.

(20-34) yaş grubu erkek izleyicilerin sosyo-ekonomik statülerinde artış olmasının ilk dakika reklamda kalma eğilimlerinde kanallara göre değişiklik sebebi olduğu Şekil 33'e bakarak anlaşılır. Burada Kanal1'in izleyicisinde sosyo-ekonomik statü arttıkça reklamda kalma eğiliminde çok az artma yalnız B sosyo-ekonomik statüden A sosyo-ekonomik statüye doğru çok az da olsa reklamda kalma eğiliminde azalma tahmin edilir. Kanal2 izleyicisi için sosyo-ekonomik statü arttıkça reklamda kalma olasılığında artma görülür. Kanal3 izleyicisi ise tam tersi bir davranış sergiler; sosyo-ekonomik statü arttıkça ilk dakika reklamda kalma olasılığı düşmektedir. Kanal4 izleyicisinin davranışı Kanal1 izleyicisine benzerdir; yalnız bu kez B statüsüne kadar çok az bir düşüş sonrasında çok az bir artış eğilimi vardır.

(20-34) yaş grubu kadın izleyicilerin sosyo-ekonomik statülerinde artış olmasının ilk dakika reklamda kalma eğilimlerinde kanallara göre değişiklikler şöyledir; Kanal1 izleyicisinde statü artarken kanalda reklam izleme olasılıkları B statüsüne kadar çok az düşme sonrasında çok az yükselme eğilimi sergiler. Kanal2 izleyicisi sosyo-ekonomik statü arttıkça reklam izlemeye karşı isteksiz, aynı durumda Kanal3 izleyicisi

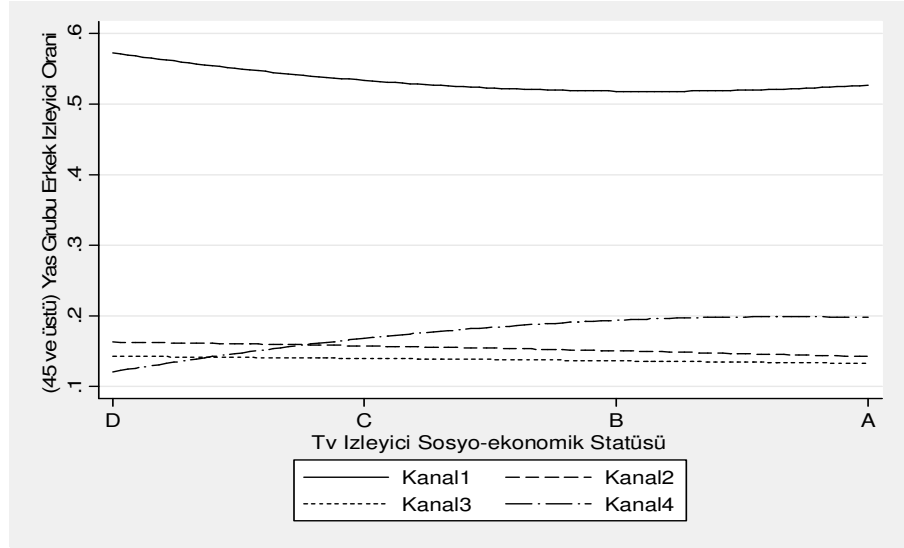
isteklidir. Kanal4 izleyicisinde ise sosyo-ekonomik statü artarken reklam izlemeye çok az artma, B sosyo-ekonomik statüsünden sonra da çok az azalma eğilimi görülür.



Şekil 33: Kanallara göre (20-34) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Sosyo-ekonomik Statü Değişikliğiyle Karşılaştırılması.

(35-44) yaş grubu erkek izleyicilerin sosyo-ekonomik statülerinde artış olmasının ilk dakika reklamda kalma eğilimlerinde kanallara göre değişiklik sebebi olduğu Şekil 34'e bakarak anlaşılır. Analiz sonuçlarında Kanal1 izleyicisinde C sosyo-ekonomik statüye kadar artma sonrasında reklamın ilk dakikasında reklam izlemeye karşı azalma eğilimi görülür. Kanal2 ve Kanal3 kanallarında az da olsa artma eğilimi, Kanal4 izleyicisinde ise reklamları izleme olasılığında önce azalma sonrasında B sosyo-ekonomik statüsünden itibaren artma tahmin edilir.

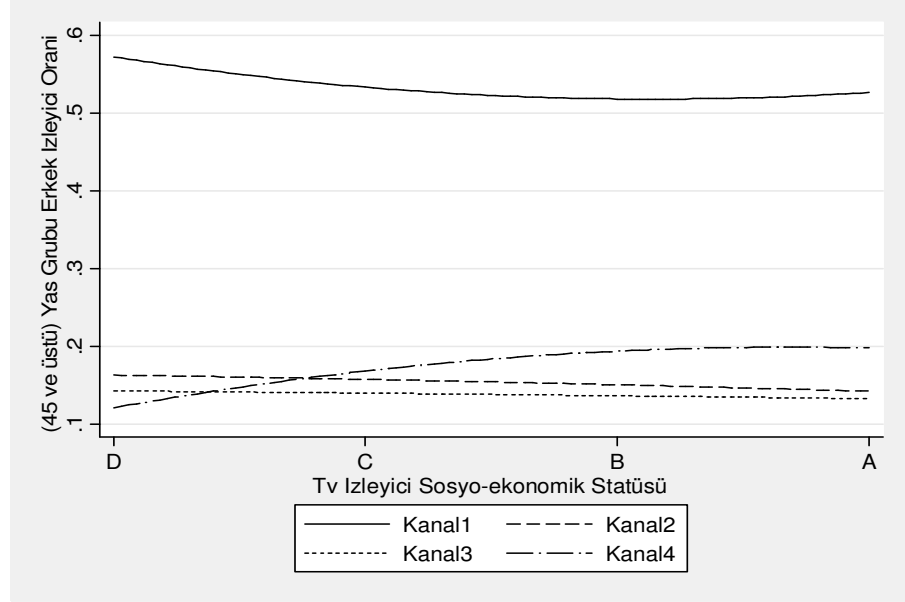
(35-44) yaş grubu kadın izleyicilerin sosyo-ekonomik statülerinde artış olmasının ilk dakika reklamda kalma eğilimlerinde kanallara göre değişiklik gösterir; Kanal1 izleyicisinde C sosyo-ekonomik statüsüne kadar reklamda kalma eğiliminde azalma, sonrasında artma tahmin edilirken, Kanal2 ve Kanal3'ün aynı tip izleyicisinde az da olsa azalma eğilimine rastlanır. Kanal4 izleyicisinde de B'ye kadar görülen yükselme trendi sonrasında azalmaya yönelir.



Şekil 34: Kanallara göre (35-44) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Sosyo-ekonomik Statü Değişikliğiyle Karşılaştırılması.

(45 ve üstü) yaş grubu erkek izleyicilerin sosyo-ekonomik statüye bağlı olarak reklamın ilk dakikası izlenmesinin kanallara göre değişiklik gösterdiği Şekil 35'te görülür. Bu tip izleyici grubunun sosyo-ekonomik düzeyi arttıkça Kanal1'de reklamın ilk dakikası reklamda kalma eğiliminde azalma olmaktadır. Kanal2 içinde aynı azalmadan söz edilirse de Kanal3'te sosyo-ekonomik statü etkisinden gelen bir değişiklik görülmez. Kanal4'te ise sosyo-ekonomik statü artmasına göre reklam izleme olasılığında artma tahmin edilir.

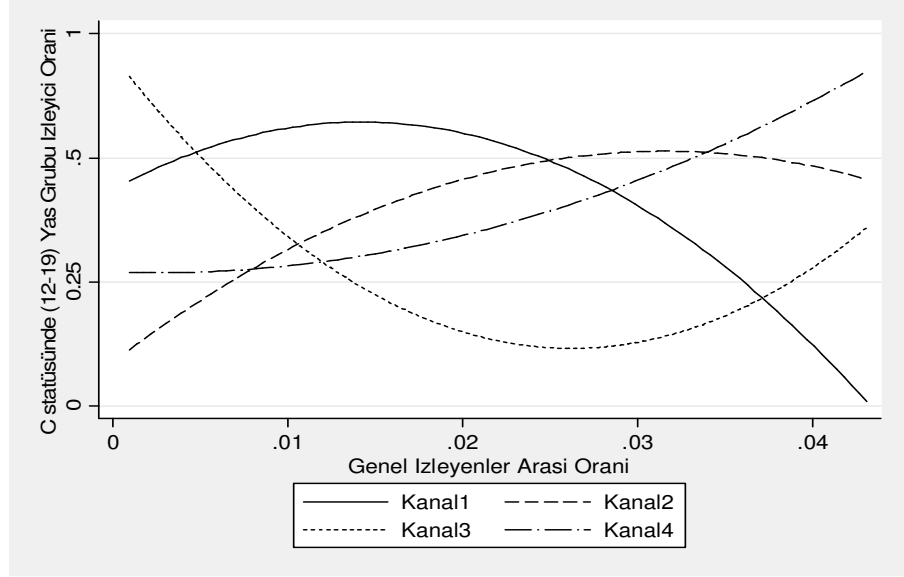
(45 ve üstü) yaş grubu kadın izleyicilerin sosyo-ekonomik statüye bağlı olarak reklamın ilk dakikası izlenmesinin kanallara göre farklılığı şöyledir: Kanal1 ve Kanal2 kanallarında sosyo-ekonomik statü artarken izleyicilerin reklam izleme eğiliminde artma tahmin edilir. Kanal3'te sosyo-ekonomik statü etkisine bağlı reklam izleme eğilimine rastlanmamıştır. Kanal4'te de sosyo-ekonomik statünün artışına ters yönde, reklam izlememe eğilimi tahmin edilir.



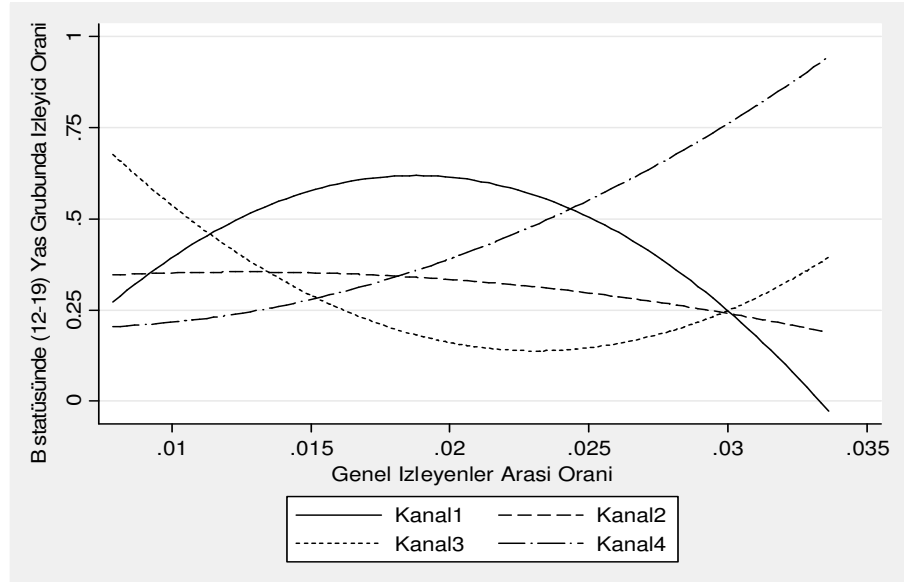
Şekil 35: Kanallara göre (45 ve üstü) Yaş Grubu Erkek İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Sosyo-ekonomik Statü Değişikliğiyle Karşılaştırılması.

C sosyo-ekonomik düzeyinde (12-19) yaş grubu izleyicilerin reklam izleme tahminlerini kanallara göre ve genel izlenme oranının etkisiyle Şekil 36'da görmek olasıdır. Kanal1'in aynı tip izleyicileri genel izlenme oranının artmasına göre önce belli bir orana kadar reklam izleme sonrasında reklam izlememe eğilimindedir. Kanal2 izleyicisinin ilk dakika reklamda kalması genel izlenme oranına paralel bir seyir izler. Kanal3'te de bu durum önce reklamdan kaçma sonra artma olarak tahmin edilir. Kanal4'ün ise genel izlenme oranının artmasına göre reklam izlemede artma eğilimi gösterdiği anlaşılr.

B sosyo-ekonomik statüsünde (12-19) yaş grubu izleyicisinin kanallara göre reklamların ilk dakikasında reklam izlemenin kanalın genel izlenme oranına bağlı analizleri Şekil 37'de gösterilir. (12-19) yaş grubu B sosyo-ekonomik statüdeki Kanal1 izleyicisi genel izlenme oranının artışına göre reklamın ilk dakikasında reklam izlemede artma belli bir orandan sonra da azalma eğilimi tahmin edilir. Aynı izleyici tipinin Kanal2'deki durumu ise genel izlenme oranının artmasına karşılık reklamdan



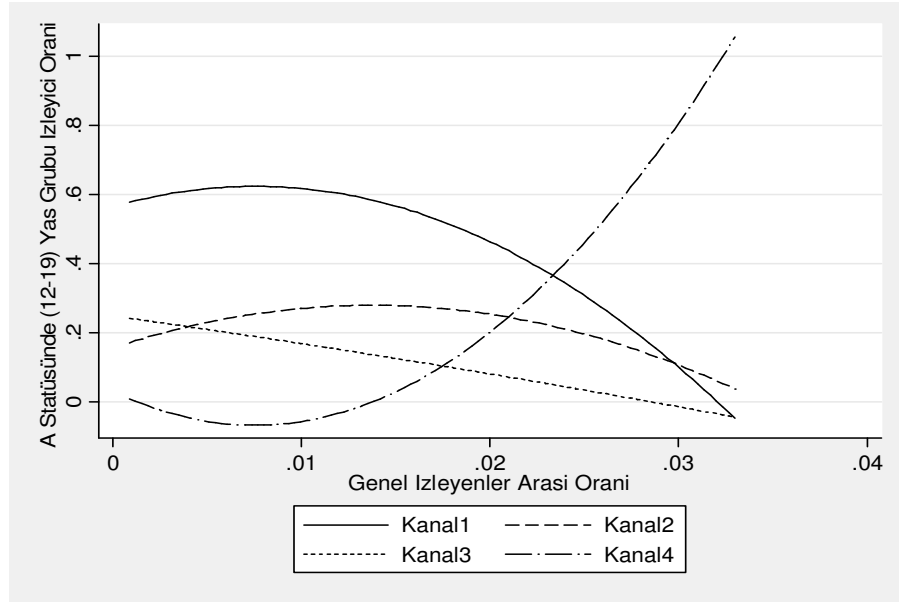
Şekil 36: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (12-19) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oranı ile Karşılaştırılması.



Şekil 37: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (12-19) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oranı ile Karşılaştırılması.

kaçma yönündedir. Kanal3 izleyicisi Kanal1 izleyicisinin tersine bir davranış sergiler. Kanal4 seyircisi ise genel izlenme oranına doğrudan bağlantılı olarak reklamın ilk dakikası reklam izleme olasılığında artma gösterir.

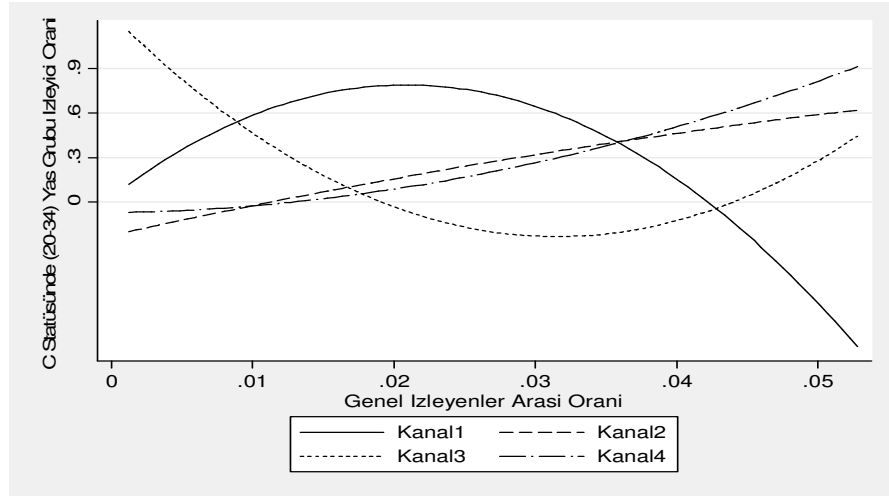
A sosyo-ekonomik statüsünde (12-19) yaş grubu izleyicisinin kanallara göre reklamların ilk dakikasında reklam izlemenin kanalın genel izlenme oranına bağlı analizleri Şekil 38’de gösterilir. Kanal1 izleyicisi kanalın genel izlenme oranı artarken ilk dakika reklam izleme olasılığında azalma tahmin edilir. Aynı tip izleyicilerin Kanal2’deki tutumu da genel izlenme oranının belli bir seviyesine kadar reklam izlemede artma sonrasında azalma eğiliminde olmasıdır. A sosyo-ekonomik statüsünde (12-19) yaş grubu izleyicisinin Kanal3’teki reklam izleme eğilimi ise genel izlenme oranına ters yöndedir. Bu kanalda genel izlenme oranı artarken reklam izlemede azalma eğilimi tahmin edilir. Kanal4 izleyici kitlesi belli bir orana kadar anlamlı sonuç vermese de , %1,5 gibi bir orandan sonra reklam izleme eğiliminde olur.



Şekil 38: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (12-19) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.

C sosyo-ekonomik statüsünde (20-34) yaş grubu izleyicisinin kanallara göre reklamların ilk dakikasında reklam izlemenin kanalın genel izlenme oranına bağlı

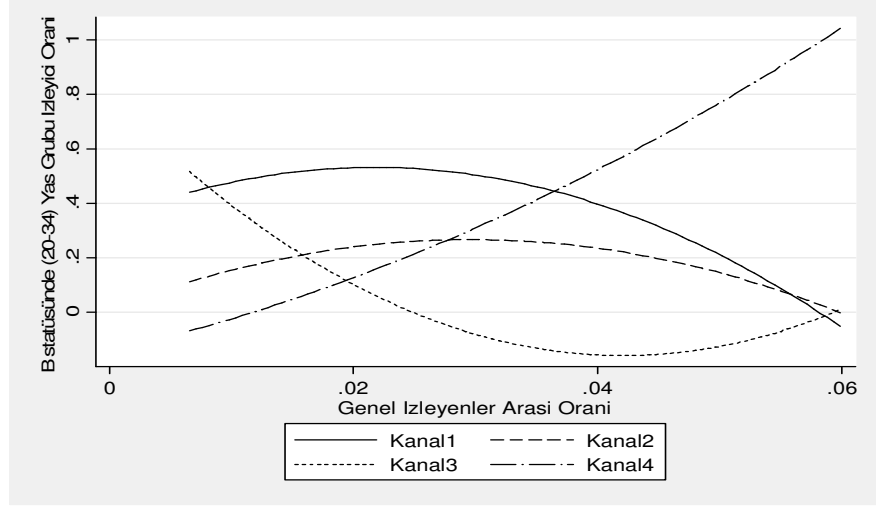
analizleri Şekil 39’da gösterilir. Burada belirtilen izleyici kitlesinin Kanal1 için önce artma sonra reklamdan kaçış eğiliminde olduğu buna karşılık Kanal2 ve Kanal4 için de genel izlenme oranına bağlı olarak ilk dakika reklam izleme eğiliminde artma olduğu tahmin edilir. Kanal3 izleyicisinde ise önce azalma sonra artma ve özellikle %4’ten sonra anlamlı tahminler yapılacak şekilde reklam izlemede pozitif yönde tahmin yapılabilir.



Şekil 39: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oranı ile Karşılaştırılması.

B sosyo-ekonomik statüsünde (20-34) yaş grubu izleyicisinin kanallara göre reklamların ilk dakikasında reklam izlemenin kanalın genel izlenme oranına bağlı analizleri Şekil 40’ta gösterilir. Belirtilen izleyici tipinde Kanal1 özelinde reklam izleme olasılıkları genel izlenme oranının etkisinde önce artma sonra azalma trendi gösterir. Aynı türden davranış, oranları farklı olmakla beraber, Kanal2 izleyicisinde de tahmin edilirken, Kanal3 izleyicisinde tam tersi bir eğilim söz konusudur. Kanal4 izleyicisi de reklam izleme eğiliminde genel izlenme oranına paralel hareket etmektedir.

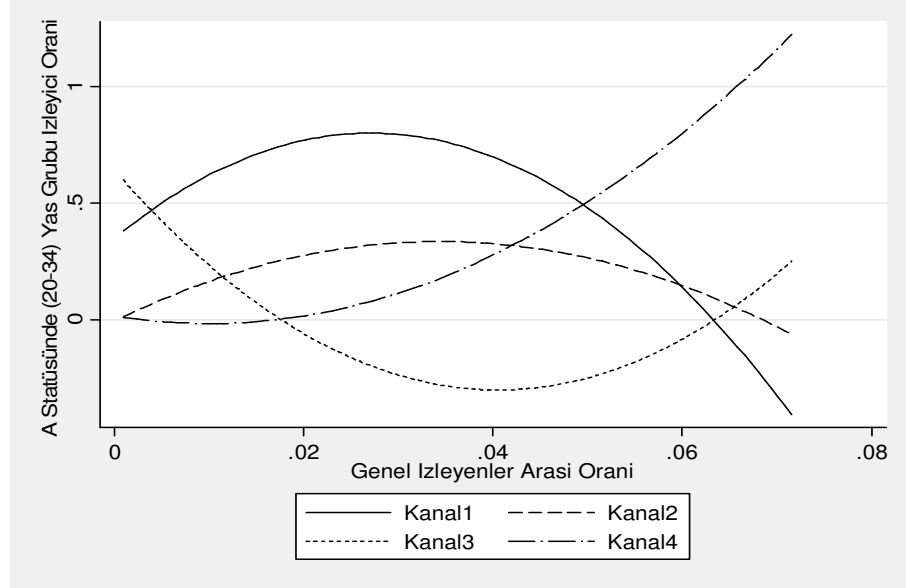
A sosyo-ekonomik statüsünde (20-34) yaş grubunda kanalların genel izlenme oranı etkisinde ilk dakika reklam izlemede aralarında farklılık olduğu Şekil 41’de verilir. Burada A sosyo-ekonomik statüsünde ve (20-34) yaş grubunda Kanal1 izleyicisinin, aynı yaş grubu ve B statüsündeki kendi kanalı izleyicisiyle hemen hemen aynı davranışı benimsediği görülür.



Şekil 40: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.

Genel izlenme oranı %2'ye gelene kadar reklamda kalma yönünde eğilim varken sonrasında reklamdan kaçma yönünde eğilim görülür. Kanal2 izleyicisi de, oranları farklı olmakla birlikte, ilk dakika reklam izleme davranışında Kanal1 izleyicisinin aynı şekilde hareket etmektedir. Kanal3 izleyicisi ise ilk iki kanalın izleyicisinin tam tersi şekilde bir davranış içindedir. Kanal4'te ise izleyicinin reklam izleme tutumu genel izlenme oranına doğrudan bağlıdır.

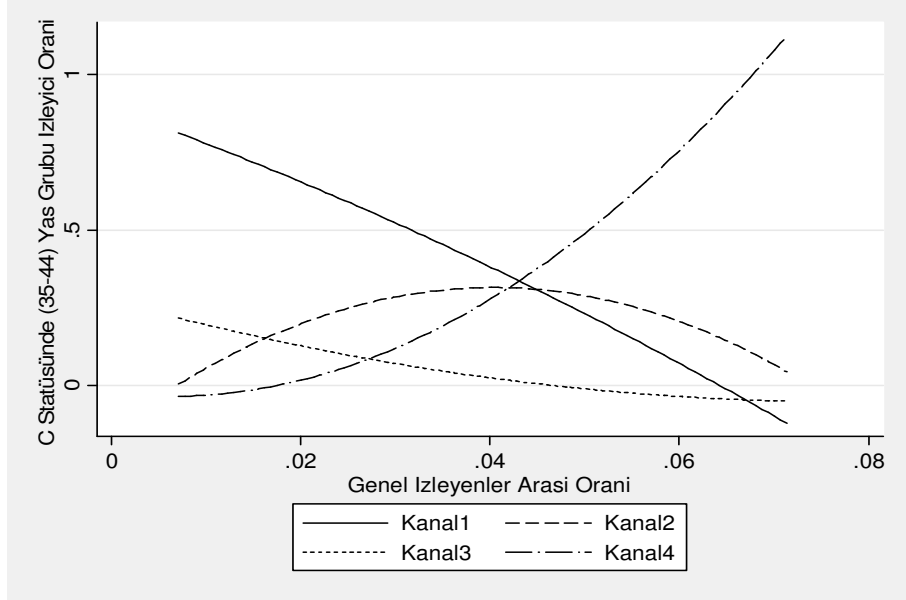
(20-34) yaş gruplarında A veya B sosyo-ekonomik statüsü izleyicilerinin kanallara göre reklam izleme eğilimlerinde kanallar arası farklılıklar olsa da kanallar özelinde farklılık olmadığı görülür.



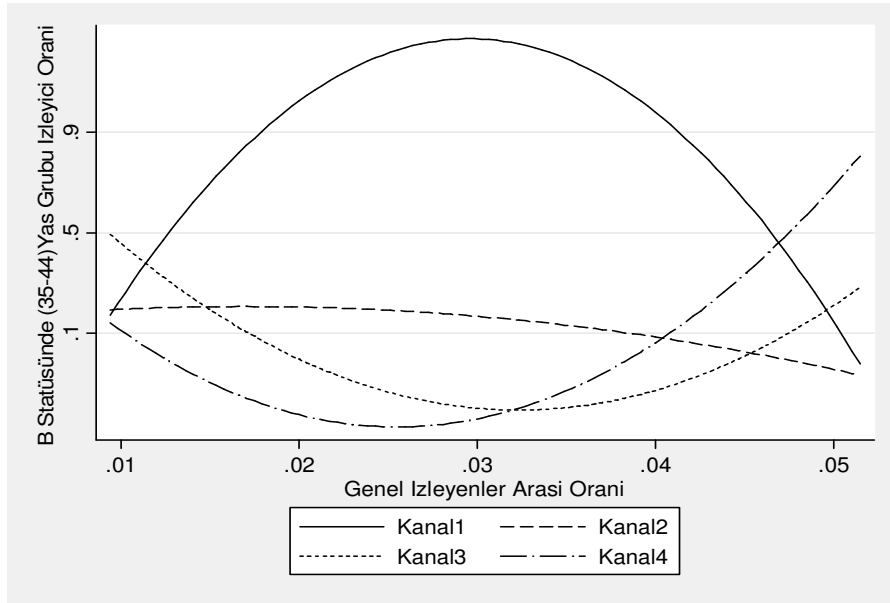
Şekil 41: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.

C sosyo-ekonomik statüsünde (35-44) yaş grubunda kanalların genel izlenme oranı etkisinde ilk dakika reklam izlemede aralarında farklılık olduğu Şekil 42’de analiz edilir. Bu özelliklere sahip izleyici kitlesinin Kanal1’de reklam izlemeye eğilimi kanalın genel izlenme oranına ters yöndedir; genel izlenme oranı arttıkça ilk dakika reklamda kalma eğilimi azalır. Kanal2’de reklamda kalma olasılığı genel izlenme oranı %4 olana kadar artmakta sonrasında reklamda azalma eğilimi tahmin edilmektedir. Kanal3’ün reklam izleme eğilimi Kanal1 gibidir. Kanal4 izleyicisi ise reklamda kalma davranışında kanalın genel izlenme oranına uygun hareket eder; genel izlenme oranı ne kadar artarsa reklam izleme olasılığı da o kadar artmaktadır.

B sosyo-ekonomik statüsünde (35-44) yaş grubunda kanalların genel izlenme oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede aralarında farklılık olduğu Şekil 43’de analiz edilir. Kanal1 izleyicisinin %3 genel izlenme oranına kadar ilk dakika reklamda kalma yönünde davrandığı sonrasında ise reklam izlememe eğilimine girdiği tahmin edilir. Kanal2 izleyicisi ise genel izlenme oranının artmasına karşılık reklamdan kaçma trendi göstermektedir. Kanal3 ve Kanal4 izleyicileri ise Kanal1 izleyicisinin tam tersi davranış gösterirler.

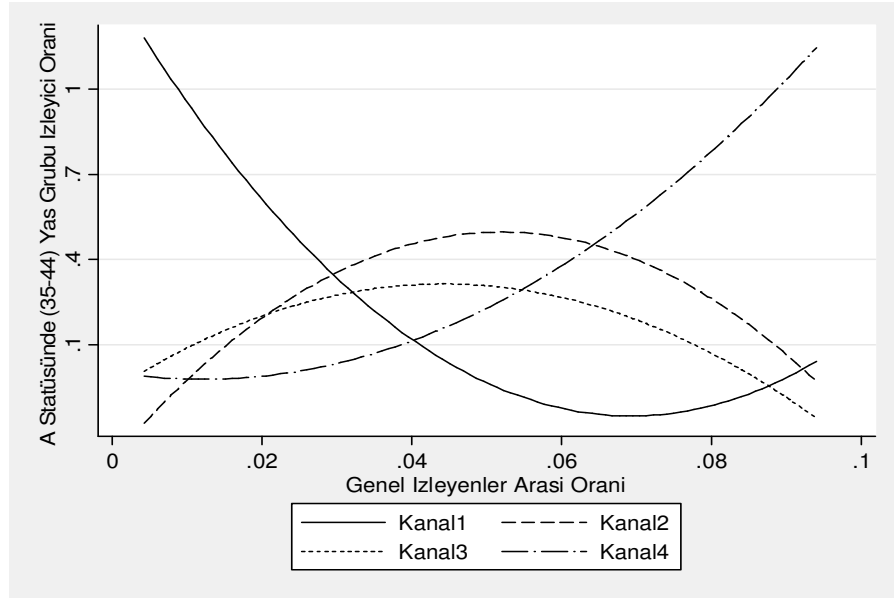


Şekil 42: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oranı ile Karşılaştırılması.



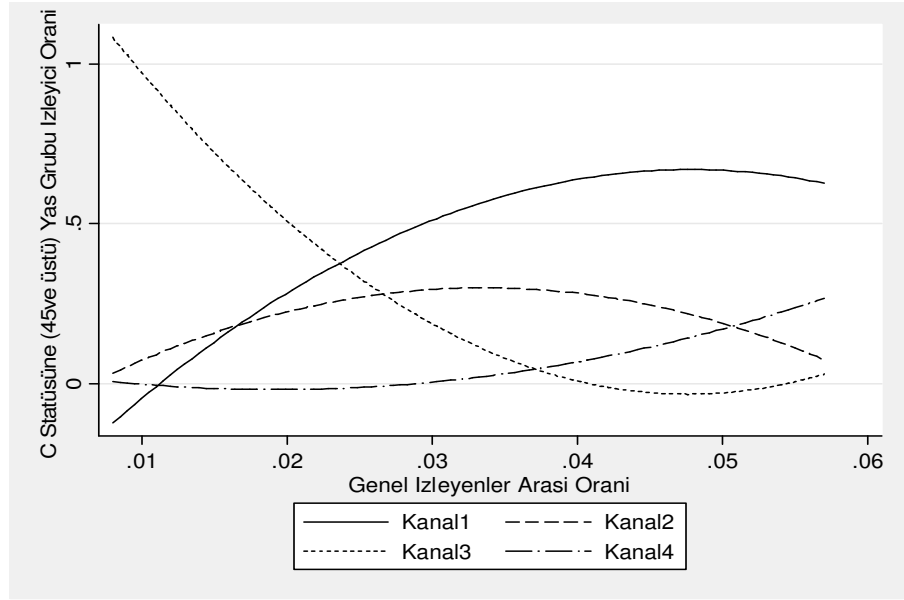
Şekil 43: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oranı ile Karşılaştırılması.

A sosyo-ekonomik statüsünde (35-44) yaş grubunda kanalların genel izlenme oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede aralarında farklılık olduğu Şekil 44'te analiz edilir. Belirtilen özelliklerdeki Kanal1 izleyicisinin reklamın ilk dakikasındaki genel izlenme oranı artarken reklamdan kaçma eğilimi gösterdiği ancak %8 oranından sonra reklamda kalma olasılığının artma yönünde olduğu tahmin edilir. Kanal2 ve Kanal3 izleyicileri ise Kanal1 izleyicileri gibi davranmamakta önceleri reklamda kalma sonrasında reklam izleme eğiliminde olmaktadır. Kanal4 izleyicisi genel izlenme oranı yönünde reklamda kalma eğilimi gösterir.



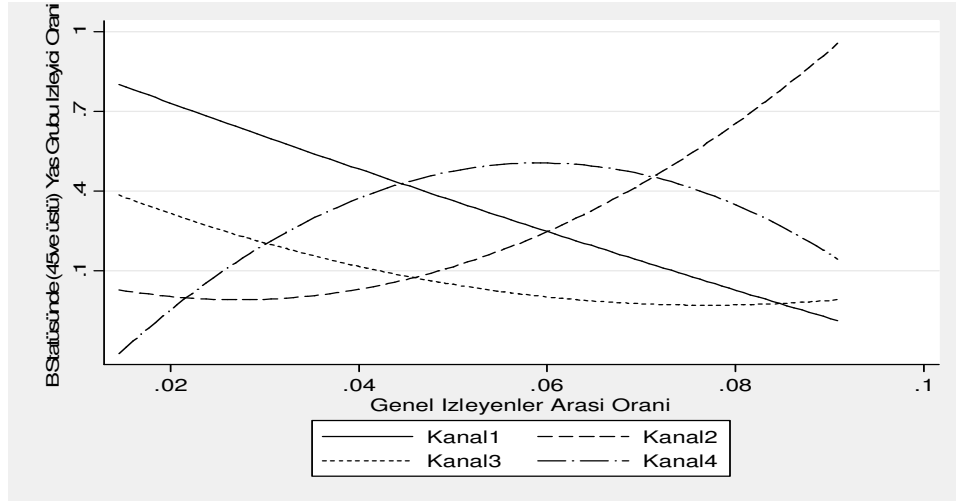
Şekil 44: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.

C sosyo-ekonomik statüsünde (45 ve üstü) yaş grubunda kanalların genel izlenme oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede aralarında farklılık olduğu Şekil 45'te analiz edilir. Kanal1 izleyicisi genel izleme oranı artarken ilk dakikasındaki reklam izleme eğilimi gösterirken Kanal3 izleyicisi izlememe eğilimindedir. Kanal4 izleyicisi genel izlenme oranı yönünde reklamda kalma eğilimi gösterir. Kanal2'de ise reklam izleme genel izlenme oranının artmasına bağlı önce artma sonra azalma trendi içindedir.



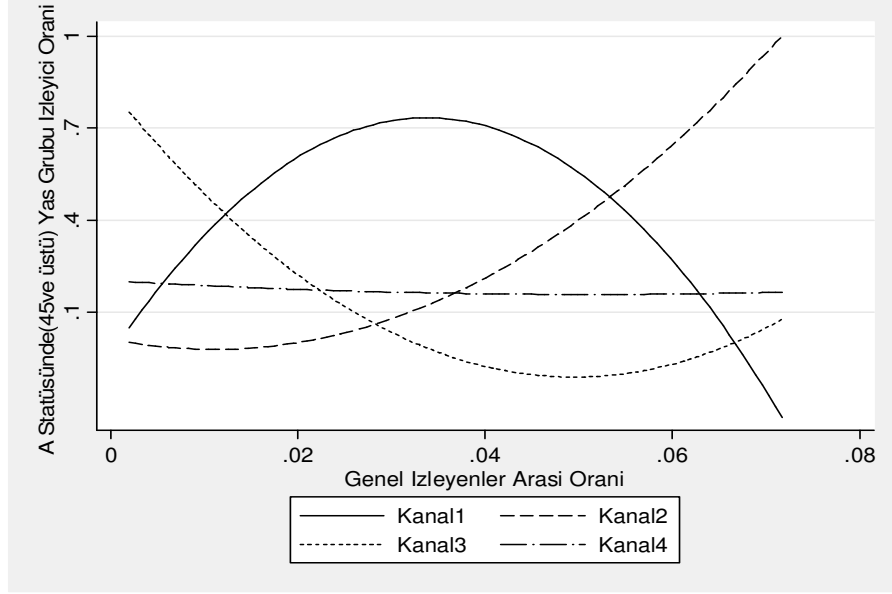
Şekil 45: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oranı ile Karşılaştırılması.

B sosyo-ekonomik statüsünde (45 ve üstü) yaş grubunda kanalların genel izlenme oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede aralarında farklılık olduğu Şekil 46'da analiz edilir. Kanal1 ve Kanal3'ün izleyicileri genel izlenme oranı artarken reklam izlemede azalma eğilimindedir. Kanal2 izleyicisi ise genel izlenme oranı artarken ilk dakika reklam izlemede artma eğilimi gösterir. Kanal4 izleyicileri de önce, %6'ya kadar, artma sonra reklam izlemede azalma eğilimindedir.



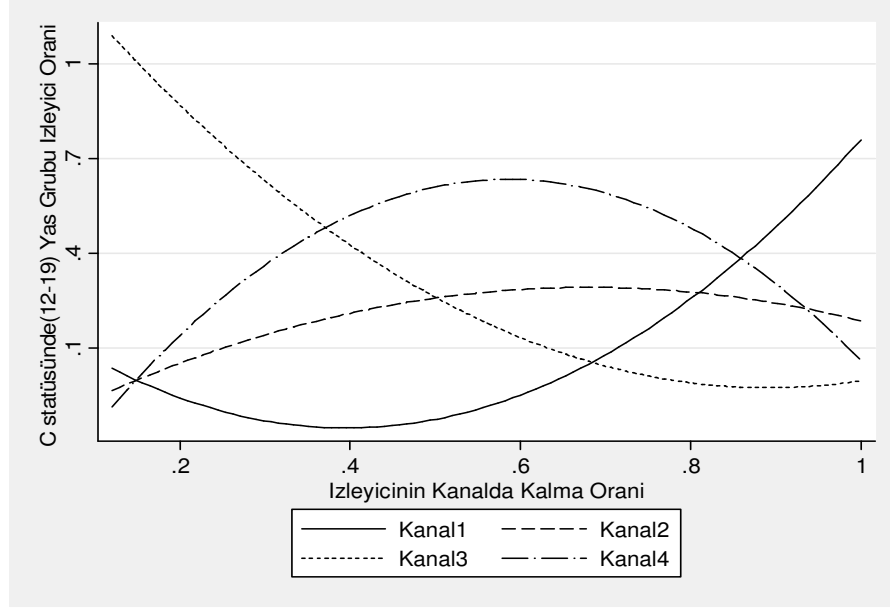
Şekil 46: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.

A sosyo-ekonomik statüsünde (45 ve üstü) yaş grubunda kanalların genel izlenme oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede aralarında farklılık olduğu Şekil 47’de analiz edilir. Kanal1 izleyicisi yaklaşık %4’e kadar genel izlenme oranı artarken, ilk dakika reklamda kalma eğiliminde artma, sonrasında reklam izleme eğiliminde azalma gösterir. Kanal2 izleyicisinin reklamda kalma eğilimi genel izlenme oranı arttıkça artar. Kanal3 izleyicisinin reklamda kalma eğilimi genel izlenme oranı arttıkça azalır. Kanal4 izleyicisinin reklam izleme davranışı genel izlenme oranından etkilenmemektedir.



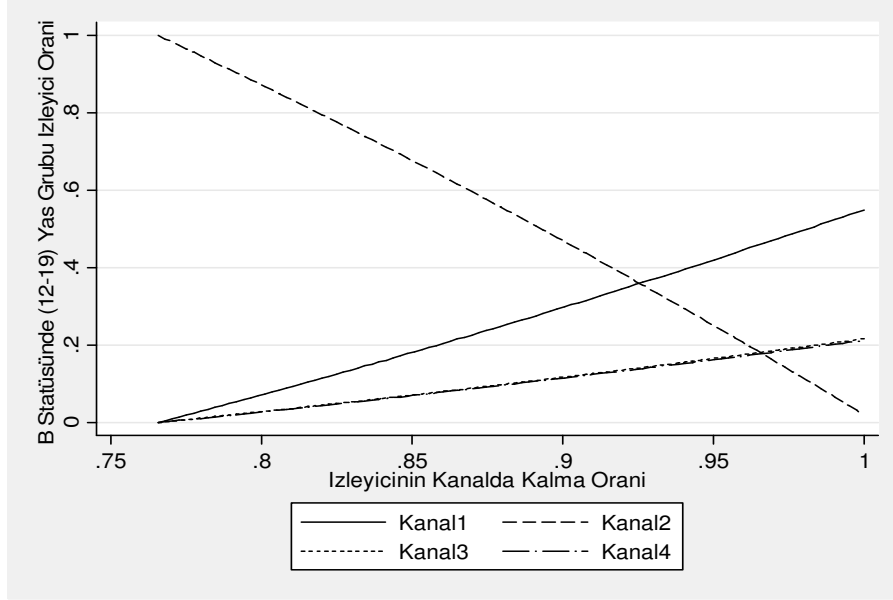
Şekil 47: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Genel İzleyenler Arası Oran ile Karşılaştırılması.

C sosyo-ekonomik statüsünde (12-19) yaş grubunda kanalların kanalda kalma oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede kanallar arası farklılıklar Şekil 48'deki analizlerden anlaşılır. Kanal1 izleyicisinin kanalda kalma (sadakat) oranı %60 olduktan sonra anlam kazanmakta ve bu orandan sonra reklam izleme trendinde artma olmaktadır. Kanal2 izleyicisi sadakat oranı %70'lere kadar reklam izleme eğiliminde artma sonrasında reklam izlemede azalma eğilimindedir. Kanal3 izleyicisi sadakat oranı ile ters yönde reklamda kalma olasılığına sahiptir; bu kanalda sadakat oranı arttıkça reklam izlememe eğilimi artmaktadır. Kanal4 izleyicisinin de, Kanal2 izleyicisi gibi, %70'lere kadar sadakat oranında artma, ilk dakika reklam izleme eğiliminde artışa, sonrasında azalmaya sebep olur.



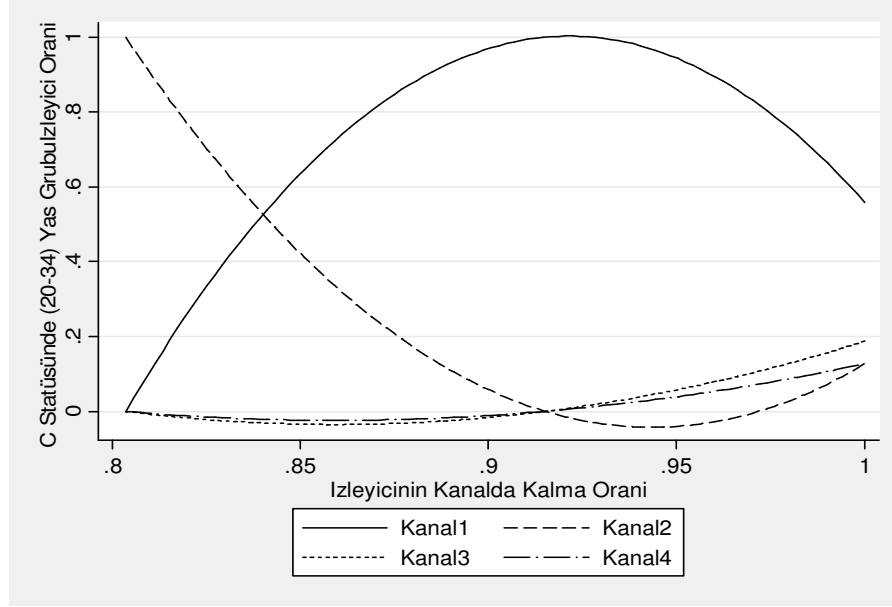
Şekil 48: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (12-19) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

B sosyo-ekonomik statüsünde (12-19) yaş grubunda kanalların kanalda kalma oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede kanallar arası farklılıklar Şekil 49'daki analizlerden anlaşılır. Kanal1 izleyicisinin sadakat oranı ile ilk dakika reklam izleme eğilimi doğrudan bağlantılıdır. Aynı doğru ilişkiler oranları farklı olmakla beraber Kanal3 ve Kanal4'te da vardır. Kanal2 izleyicisinin ise hem diğer üç kanala göre hem de sadakat değişkenine göre ters bağıntısı vardır. Kanal3 izleyicisi sadakat değişkeni arttıkça ilk dakika reklam izlemede azalma eğilimi gösterir. Diğer tüm kanallarda bu eğilim artma yönündedir.



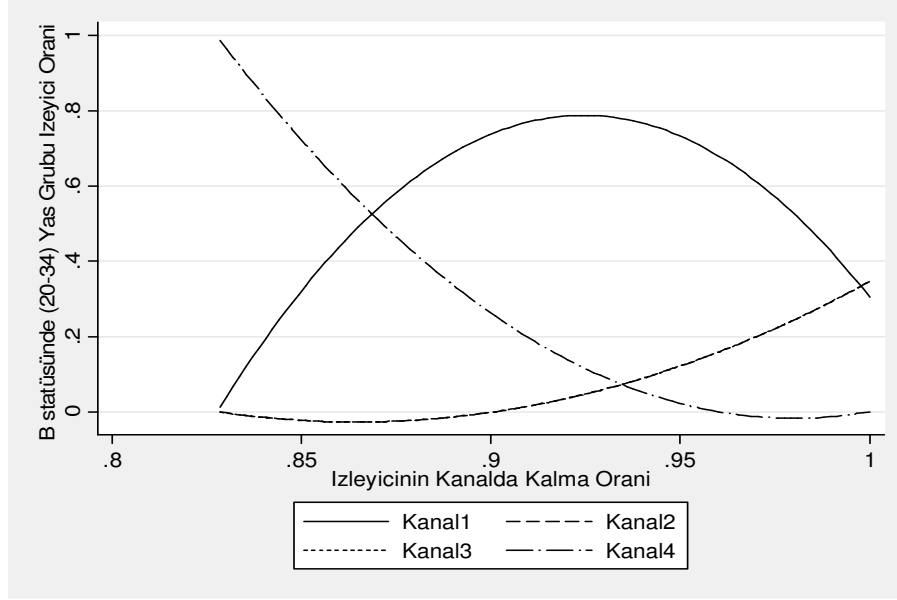
Şekil 49: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (12-19) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

C sosyo-ekonomik statüsünde (20-34) yaş grubunda kanalların kanalda kalma oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede kanallar arası farklılıklar Şekil 50'deki analizlerden anlaşılır. Kanal1 ve Kanal2 izleyicisi reklam izleme davranışlarında birbirinin tersi davranış sergilerken, Kanal3 ve Kanal4 izleyicileri benzer davranış içindedirler. Kanal1 izleyicisi sadakat oranı artarken, % 93'lere kadar, reklam izleme eğiliminde artma sonrasında azalma gösterirken, Kanal2 izleyicisi aynı orana kadar reklam izleme eğiliminde azalma sonrasında artma yönünde hareket etmektedir. Kanal3 ve Kanal4 izleyicilerinin sadakat oranına uygun reklam izleme davranışları olmakla birlikte bu uygunluk ancak % 91'den sonra anlamlı olmaktadır.



Şekil 50: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

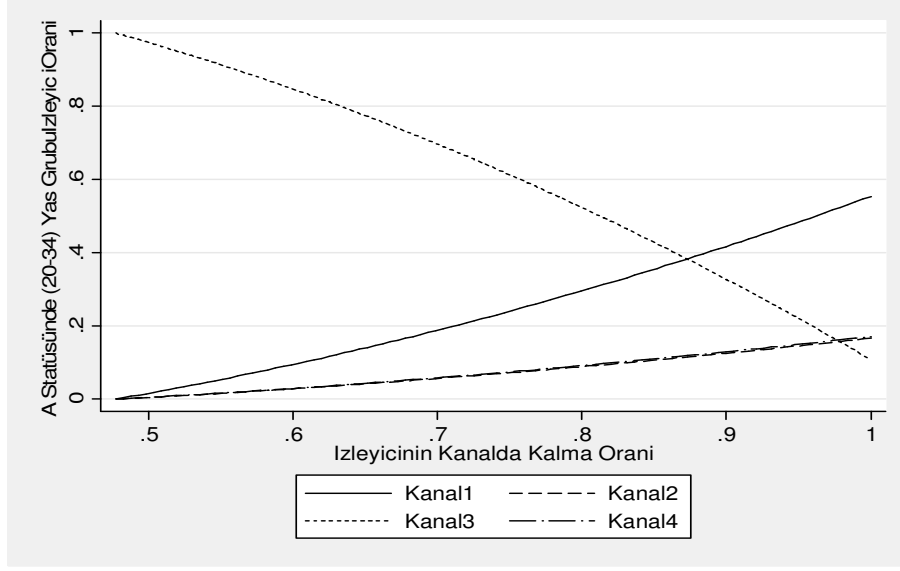
B sosyo-ekonomik statüsünde (20-34) yaş grubunda kanalların kanalda kalma oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede kanallar arası farklılıklar Şekil 51'deki analizlerden anlaşılır. (20-34) yaş grubu B sosyo-ekonomik statü izleyicisi bu yaş aralığında sosyo-ekonomik statüler arasında en sadık izleyici kitesidir. İzleyicilerin en azından % 83'ünün kanallarda kaldıkları gözlemlenir. Kanal1 izleyicisi % 93'lere kadar reklamda kalma eğilimleri gösterirken sonrasında reklamda kalma olasılıklarında düşüş olur. Kanal2 ve Kanal3 kanallarının izleyicileri oranlarına kadar reklam izleme olarak birbirlerinin aynı davranış içindedirler; sadakat artarken, reklamda kalma eğilimleri de artar. Kanal4'ün izleyicisi ise sadakat oranına zıt bir davranış sergiler; sadakat oranı arttıkça reklamda kalma eğilimi azalır.



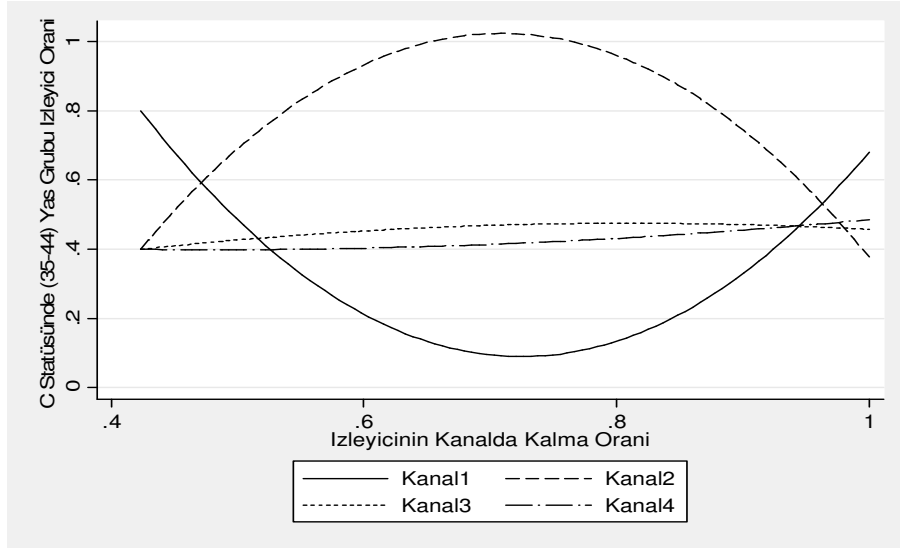
Şekil 51: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

A sosyo-ekonomik statüsünde (20-34) yaş grubunda kanalların kanalda kalma oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede kanallar arası farklılıklar Şekil 52'deki analizlerden anlaşılır. Kanal3 dışında kalan kanallarda sadakat oranı artarken reklamda kalma eğiliminde artma, Kanal3'te ise tam tersi sadakat oranı artarken bu kanalda reklam izleme eğiliminde azalma olur.

C sosyo-ekonomik statüsünde (35-44) yaş grubunda kanalların kanalda kalma oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede kanallar arası farklılıklar Şekil 52'deki analizlerden anlaşılır. Kanal1 izleyicisinin ilk dakika reklam izleme davranışı sadakat oranı %70'lere gelene kadar azalma sonra artma yönündedir.. Kanal2 izleyicisinin de artma sonrasında azalma yönündedir. Kanal3 ve Kanal4 kanallarının izleyicilerinin reklam izleme oranları sadakat oranı arttıkça, artmaktadır.



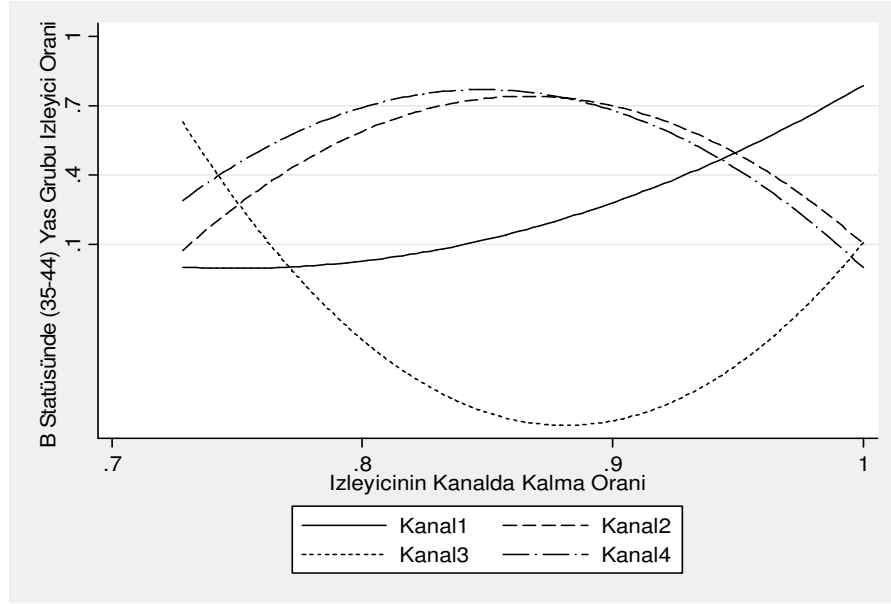
Şekil 52: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (20-34) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.



Şekil 53: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

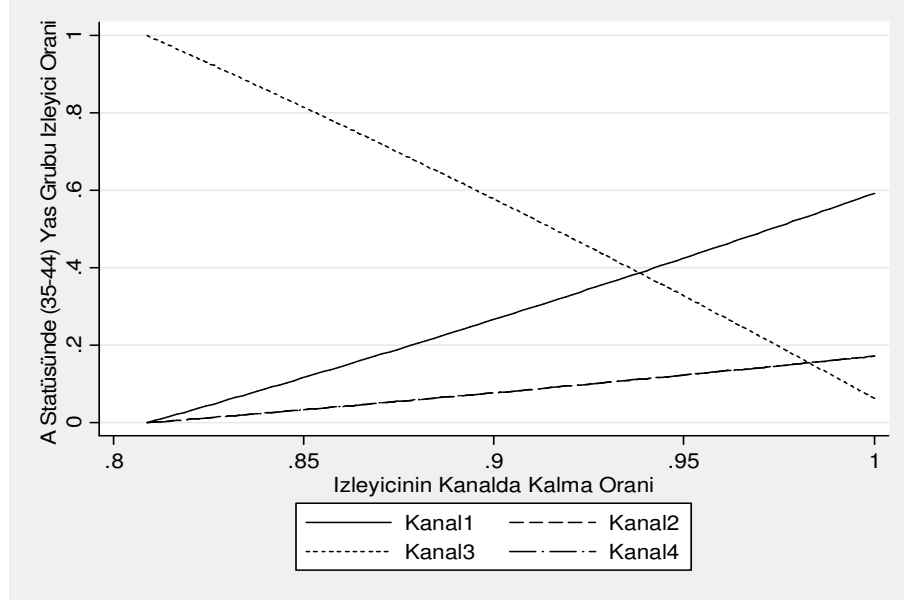
B sosyo-ekonomik statüsünde (35-44) yaş grubunda kanalların kanalda kalma oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede kanallar arası farklılıklar Şekil 54'teki analizlerden anlaşılır. Kanal1 izleyicisi sadakat değişkenine göre

reklam izleme eğiliminde artma, Kanal2 ve Kanal4 izleyicileri de sadakat değişkenine göre reklam izleme eğiliminde önce artma (%88) sonrasında reklam izleme olasılıklarında düşüş gösterir. Kanal3 izleyicileri sadakat değişkeni artarken önce reklam izleme eğiliminde azalma sonrasında artma gösterse de reklam izleme eğiliminin anlamlı olması %99 ve sonrasında bulmaktadır.



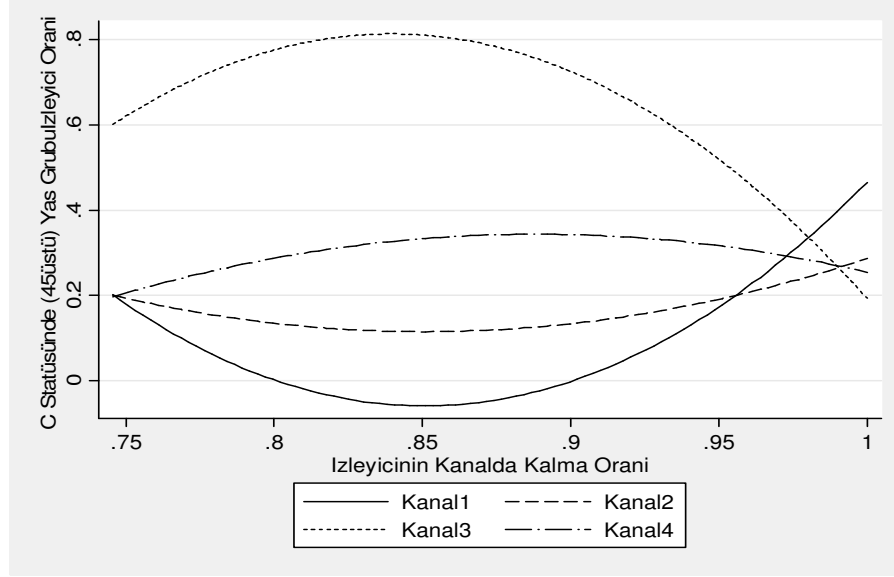
Şekil 54: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

A sosyo-ekonomik statüsünde (35-44) yaş grubunda kanalların kanalda kalma oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede kanallar arası farklılıklar Şekil 55'teki analizlerden anlaşılır. Kanal1, Kanal2 ve Kanal3 izleyicilerinin reklama karşı tutumu doğrusal bir yapıda seyreder. Kanal2 ve Kanal3'ün oranları bile aynı olurken, Kanal1 de oran farklıdır. Bu üç kanalda sadakat değişkeni artarken, seyircilerin reklam izleme eğilimleri artma yönündedir. Kanal3 izleyicisi ise sadakat değişkeni arttıkça kanalda reklam izlememe eğilimi içindedir.



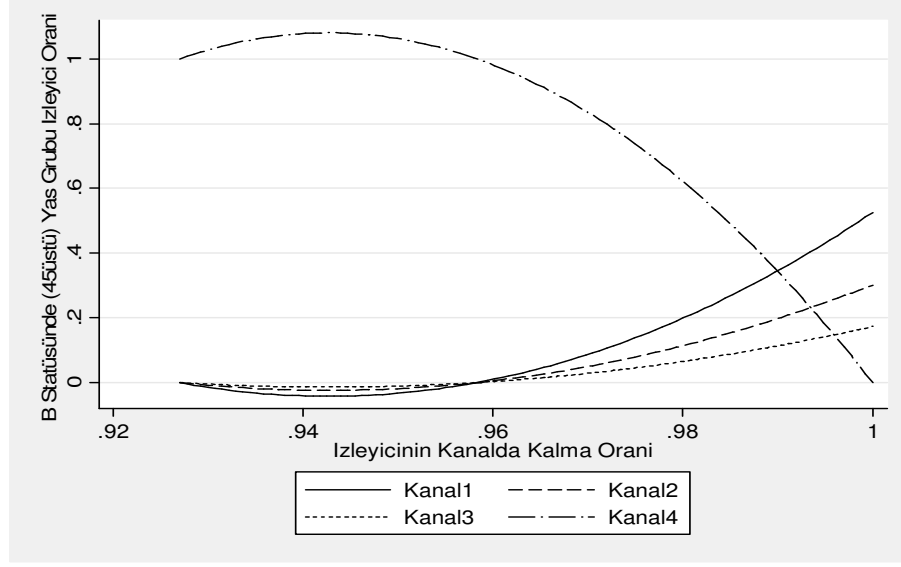
Şekil 55: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (35-44) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

C sosyo-ekonomik statüsünde (45 ve üstü) yaş grubunda kanalların kanalda kalma oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede kanallar arası farklılıklar Şekil 56'daki analizlerden anlaşılır. Kanal1 ve Kanal2 izleyicileri oranları farklı olsa da sadakat değişkeni artarken önce reklam izleme eğiliminde azalma sonrasında reklamda kalma yönünde davranır. Kanal3 ve Kanal4 izleyicileri de tam tersi davranışla reklam izleme eğiliminde önce artma sonra azalma gösterirler.



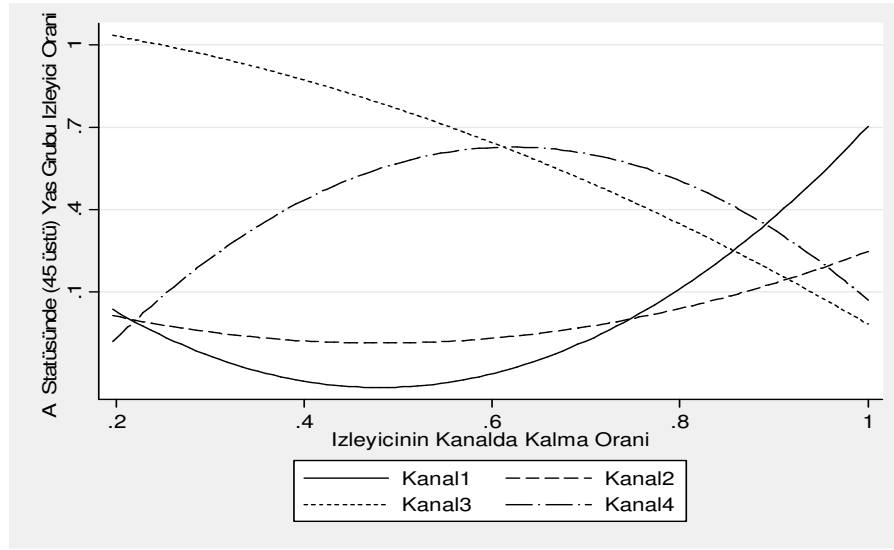
Şekil 56: Kanallara göre C Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

B sosyo-ekonomik statüsünde (45 ve üstü) yaş grubunda kanalların kanalda kalma oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede kanallar arası farklılıklar Şekil 57'deki analizlerden anlaşılır. Bu yaş grubunda statüler arasında en yüksek sadakat oranına sahip izleyici kitlesi buradadır. Kanal1, Kanal2 ve Kanal3 izleyicilerinin reklamda kalma eğilimleri sadakat değişkeninin artmasıyla artar. Kanal4 izleyicisi ise reklamda kalma olasılığında önceleri artma sonrasında sadakat değişkeninin artmasına karşılık azalma göstermektedir.



Şekil 57: Kanallara göre B Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

A sosyo-ekonomik statüsünde (45 ve üstü) yaş grubunda kanalların kanalda kalma oranı etkisinde, ilk dakika reklam izlemede kanallar arası farklılıklar Şekil 58'deki analizlerden anlaşılır. Kanal1 ve Kanal2 izleyicisinin ilk dakika reklam izleme davranışı sadakat değişkeninin %70'lerden sonrasında anlam kazanır. Belirtilen orandan sonra sadakat değişkeninin oranı artarken her iki kanalın da reklamda kalma olasılıklarında artma olur. Kanal3 izleyicisinin reklam izleme trendi sadakat oranının artmasına zıt yönde olmaktadır. Kanal3'te ilk dakika reklam izleme trendi sadakat değişkeni artarken azalmaktadır. Kanal4 izleyicisi ise %60 sadakat oranına kadar reklam izlemede artma sonrasında azalma trendi izlemektedir.



Şekil 58: Kanallara göre A Sosyo-ekonomik Statüsündeki (45 ve üstü) Yaş Grubu İzleyicilerin Reklamda Kalma Oranının İzleyicinin Kanalda Kalma Oranı ile Karşılaştırılması.

4.5.6 Model Bulgularının Değerlendirilmesi

Televizyon izleyicisinin reklamın ilk dakikasında izlediği kanalda reklam izlemesinin tercihini belirlemede tüm faktörlerin sadece demografik ve izlenme oranları değişkenleri ile açıklanabileceğini savunmak doğru bir yaklaşım olmayacaktır. Televizyon izleyicisinin davranışına göre televizyon izleyicisinin kültürel yapısının, sosyal ve politik çevresinin, sosyal trendlerin ve reklamı yapılan ürünün televizyonda reklamları izlemede önemli etkileri vardır¹⁵⁴. Bunun yanı sıra kurulan model reklamların içerik ve promosyonel yeteneklerini ölçebilecek bağımsız değişkenleri barındırmamaktadır. Bunların yanında çalışmada ortaya konulan bulguların göstermesiyle multinomial lojit modellerin, Model 1, Model 2, Model 3, reklamların ilk dakikasında kanal tercihlerini tahmin etme yeteneklerinin olduğu öne sürülebilir.

Modellerden elde edilen bulguları genel olarak değerlendirilirse;

¹⁵⁴ C.R.Emery ve R.G Tian, 'The Effect of Cultural Differences on the Effectiveness of Advertising Appeals: A comparison between China and the US', **Transformations in Business and Economics**, Vol.2, No.1(3), s.48-59, 2003

1. Modellerin hepsi ayrı ayrı bütün olarak anlamlıdır.
2. Modellerin hepsinde anlamlı olması beklenen bağımsız değişkenler anlamlıdır ve bağımsız değişkenlerin teorik beklentileri cevaplayacak nitelikte işaretleri vardır.
3. Modellerin tamamı ilk dakika reklam izleyicisini en az %70'e yakın değerlerle doğru olarak sınıflandırmaktadır. Model 1, Model 2 ve Model 3'ün doğru sınıflandırma oranları sırasıyla %67,7, %74,1 ve %75,7 olmaktadır.
4. Multinomial lojit modelinin ilintisiz alternatifler bağımsızlığını gösteren Hausman testinde her üç modelde başarılı olmuştur.

Tablo 44, modellerde ayrı ayrı üzerinde durulan multinomial lojit modellerine ait uyum istatistiklerini toplu olarak göstermektedir. Görüldüğü gibi Mc Fadden tarafından geliştirilen Mc Fadden'in Oran Göstergesi ve Mc Fadden'in Düzeltilmiş Oran Göstergesi değerleri üç modelde birbirinden farklıdır. Oranlar arası fark çok olmasa da, farklı göstergeler içinde en yüksek oranı Model 3 (0,345 ve 0,340) vermektedir. Daha sonra Model 2 ve Model 1 gelmektedir. Sadece Mc Fadden Oran göstergeleri uyum iyiliği ve açıklama gücünü açıklamakta yeterli görülse de aradaki az fark için başka bir göstergeye ihtiyaç duyulur.

Tablo 44: Modellerin Karşılaştırmalı Uyum İyilikleri

Uyum iyiliği	Model 1	Model 2	Model 3
Mc Fadden'in R^2	0,288	0,305	0,345
Mc Fadden'in D R^2	0,286	0,301	0,340
AIC	1,737	1,701	1,606
AIC x n	36.096,75	35.342,21	33.373,05
BIC	-170.047,99	-170.548,40	-172.168,13
BIC*	-14.289,11	-14.779,57	-16.627,96

Mc Fadden'in göstergeleri yanında modellerinin BIC* değerlerinin farkları en iyi gösterge olacaktır. Model 1 ile Model 2 arasında BIC* değeri farkı 409,463'tür. Bu fark Model 2'nin Model 1'den uyum iyiliği ve açıklama gücü bakımından belirgin biçimde üstün bir model olduğunu göstermektedir. Model 1 ile Model 3 arasında BIC* farkı 2338,850 olduğundan bu durumda gene Model 3'ün açıklama gücü ve uyum

iyiliğinin Model 1'e göre çok kuvvetli olduğunu vermektedir. Model 2 ile Model 3 arasında BIC* değeri farkı da 1848,388'tür. Bu fark Model 3'ün açıklama gücü en yüksek ve en iyi uyum iyiliği olan model olduğunun ispatıdır. Mc Fadden göstergelerinin yanında BIC* göstergesi de Model 3'ün modeller içinde açıklama gücü en yüksek ve dataya uyumu en iyi veren model olduğudur. Böylece her üç model de televizyon reklamlarının izlenmesinde kanal tercihlerini başarıyla modelleyebilme yeteneği gösterse de bu modellemeyi en başarıyla gerçekleştiren Model 3'tür.

SONUÇLAR ve ÖNERİLER

Televizyon izlemenin artmasıyla televizyon programlarının izlenme oranlarının önemi özellikle seksenli yıllardan sonra artmış ve gelişen teknolojiyle birlikte televizyon programları ve reklamlarında geniş kullanım alanı bulmuştur. Televizyon programlarının izlenme oranları bu programların aralarında giren televizyon reklamları ile eşdeğer tutulmaktadır. Oysa televizyon programlarının izlenildiği ölçüde televizyon reklamlarının izlenmeme eğilimi vardır. Bu durum izlenme oranları yüksek televizyon programlarını da içerir. İzleyici, reklam zamanlarını televizyon seyretmeye ara vermek olarak algılamaktadır. Kanal farkının reklam izleme oranlarına etkisinin olup olmadığı hem reklam verenleri hem de televizyon kanallarını ilgilendirmekte, bu alanda da akademik çalışmalar, gerek Türkiye’de gerekse dünyada çok fazla bulunmamaktadır. Özellikle Türkiye’de bu konuda yapılan çalışmalar enderdir. Bu nedenle Türkiye’de televizyon reklamları alanında çalışan profesyonellerin stratejik kararlarını pratikte destekleyebilecek modelleme çalışmalarının eksikliği görülmektedir.

Bu çalışmanın amacı, elektronik ortamdan elde edilen Prime-Time zaman diliminde dakika bazında toplanan verilere dayanarak, Türkiye’de reklamların ilk dakikasında başarılı bir kanal tercih modeli kurmanın mümkün olup olmadığını araştırmaktır. Bu amaçla 2010 Nisan-2011 Nisan zaman aralığında ulusal televizyon kanallarından aynı yayın politikasına sahip ve izlenme oranları yüksek dört tanesi seçilerek üç ayrı Multinomial Lojit Modeli elde edilmiştir. 20.780 bireyin reklamın ilk dakikasında televizyon kanallarına göre davranış gözlemi ile modeller tahmin edilmiş ve bu modellerin geçerliliği model örneklemeleri üzerinde test edilmiştir.

Sonuçlar cinsiyet, yaş, sosyo-ekonomik statü, bir dakika öncesi izlenen programa göre izleyici oranı (sadakat) ve genel reklam izleme oranı (rating) faktörlerinin Türkiye’deki kanallarda reklam izleme tercihinin belirlenmesinde anlamlı bir etkiye sahip olduklarını göstermektedir. Ayrıca belirlenen faktörlerin etkileşimleri daha detaylı bilgiler içereceğinden, bu etkileşimlerden oluşan değişkenlerin de kanallarda ilk dakika reklam izleme tercihlerinde anlamlı bir etkiye sahip oldukları görülmektedir.

Çalışmada elde edilen bulgular sonucunda modellerin tümünün anlamlı olduğu ve modeldeki değişkenlerin işaretlerinin de teorik beklentileri karşıladığı tespit edilmiştir. Multinomial lojit model için gerekli olan Hausman testinden elde edilen sonuçlara göre bütün modellerde ilintisiz alternatiflerin bağımsızlığı prensibi geçerlidir. Dolayısıyla multinomial lojit modellerinin kullanılmasında bir kısıtlama yoktur. Bununla beraber modellerden en iyi uyum gösteren ve %75,7 oranında doğru sınıflandırma yeteneği olan model, Model 3'tür. Model 3'ün diğer modellerle de uyumlu olarak marjinal etki analizlerine verdiği tepkiler uygun ve teorik beklentileri karşılar niteliktedir. Aslında bu çalışmada kurulan multinomial lojit modellerdeki (Model 1, Model 2, Model 3) bulgulara dayanarak, Türkiye'de televizyon kanallarında ilk dakika reklam izlemede kanal tercih modeli kurmak olasıdır denilir.

Çalışmada kanalların kendilerine ait reklam izleme oranlarını bulmak adına televizyon programını izleyenlerle reklamda kalan izleyici kitlesi karşılaştırılarak, reklam izlemede kanalın reklam izleyicisinin oranını bulma yolu izlenmiştir. Sadakat değişkeni olarak adlandırılan bu oran aslında gerçek reklam izlenme oranı hakkında ipuçları taşımaktadır. Yoksa şu an reklam ajanslarında kullanılan genel yöntem; reklam almak için televizyon kanallarının genel izlenme oranlarını reklam verenlerle paylaşmak ve ona uygun fiyat marjını belirlemektir. Aslında genel izlenme oranı ayrı, reklam izleme oranı ayrıdır ve bu çalışmada başka bir değişken olarak yerini almıştır. Fakat genel izlenme oranı reklamlar açısından yeterli bir değişken değildir. Televizyonların uzaktan kumanda cihazları sayesinde izleyici, reklamları gördüğü anda bulunduğu kanaldan bir diğerine geçebilmektedir. Böylece izleyici televizyon programının yayın diliminde programın izlenme oranını arttırsa da aslında reklamları izlememiştir. Gerçek reklam izleme oranını bulma adına sadakat oranı bilinirse hem reklam izleme eğilimleri en az kayıpla bilinecek hem de gerçek reklam izleyen kitle belirlenmiş olur. Ayrıca çalışmada rating değişkeni olarak kanalın genel izlenme oranına nispeti de gösterilerek gerçek anlamda televizyon izleyicisinin kaçta kaçının o an kanalda reklam izlediği anlaşılır. Böylece reklam izlemenin gerçek oranı bulunarak, kanallar arası reklam izleme karşılaştırmaları yapılabilir. Burada sözü geçen değişkeni kanalların genel izlenme oranını veren 'Rating' den ayırmak gerekir. Genel izlenme oranı televizyon programının süresine göre belirlenirken; örneğin bir saatlik bir televizyon programı için ortalama seyirci sayısının bulunduğu gibi, buradaki değişken de dakika bazında o

dakikadaki reklam izleyicisinin tüm televizyon izleyicisine oranını verir. Bu durum bir dakikalık televizyon programının izlenme oranı olarak da düşünülebilir. Ayrıca etkileşim değişkenlerinin varlığı da alınacak bilgileri aynı anda hem test etmeyi hem de değişkenlerin kayıplarını minimuma indirmeyi amaçlamaktadır. Böylece ayrıntılı bilgilerle birlikte ham bilgiler de kullanılabilir.

Tüm uygulamalarda multinomial lojit modelin 2010 Nisan-2011 Nisan yılı Türkiye’de yayın yapan ulusal dört televizyon kanalı arasında ilk dakika reklam izleme tercihlerinin modellenmesinde kullanılması olasıdır. Bu nedenle bütün modeller için genel olarak katsayı tahminleri, tercih sınıflandırması ve marjinal etki analizlerine verdiği tepkilerden yana bir sıkıntı olmamaktadır. Ne var ki, en iyi uyumu gösteren Model 3 tercih edilmelidir. Fakat diğer modellerin varlığı model kurma aşamasında birçok alternatif bağımsız değişkeni denemek durumunda olan araştırmacılar için pratik yararlar sağlayabilir. Model 1 bu tür araştırmalara kaynak olabilecek ana model görevi de alabilir. Model 2’de etkileşim değişkenlerinin kullanımını gösteren modelidir. Zaten marjinal etkilerde de değişkenlerinin izin verdiği ölçüde her iki modelde Model3’ ün test modelleridir.

Veri özelliklerini bilen bir reklam veren Kanal1, Kanal2, Kanal3 veya Kanal4 tercih etme olasılıklarında kurulan modelde, kanalda reklamı izlemesindeki değişikliklere çeşitli demografik özellikleri içeren bireylerin reklam izlemede nasıl tepkiler vereceğini kestirme imkanı sunmaktadır. Örneğin C sosyo-ekonomik statüsünde (20-34) yaş grubunda kadın izleyicinin reklamların ilk dakikasında kanallar tercihinde vereceği tepkilerin kestirimi bulunabilir. Ayrıca televizyona reklam verecek bir şirket yöneticisi, kanalda reklam izleme oranında hangi tipteki izleyici kitlesinin yüzde kaçlarda olduğunu, hangi kanalda hangi yüzdelik dilimlerde nasıl davranış sergilediğini, kurulan çoklu tercih modelinden tahmin edebilmektedir. Bunun yanında reklam izleme oranlarında artma veya azalma eğilimlerinin kanallara göre dalgalanmaları da kolaylıkla anlaşılabilir. Kanalin genel izlenme oranı artarken belirlenen bir izleyici tipinde Kanal1 ve Kanal2’de reklamdan kaçma görülürken diğer iki kanalın aynı tip izleyicisinin reklam izleme eğiliminde olduğu öngörülebilir. Bu durumda yapılacak uygulama genel izlenme oranlarına, kanalına göre belki verilecek reklamlarda ters açıdan yaklaşmak olabilecektir. Etki analizlerinde, ele alınan değişimler dışında kalan değişkenlerin örneklem içindeki ortalama değerleri aldığı varsayılmıştır. Bu

değişkenlerin isteğe ve ihtiyaca bağlı olarak değiştirilmesine olanak da sağlanmış olur. Böylece farklı senaryolarda, farklı zaman dilimlerinde, kanallar arasındaki reklam izleme davranışının nasıl değişeceği rahatlıkla bulunabilir. Cinsiyet, yaş grupları ve sosyo-ekonomik statü faktörlerinin marjinal etkilerde verdikleri tepkiler birbirine uyum içinde olduğundan çeşitli senaryolarda verilecek tepkilerin bilinmediği durumlarda da kullanım güvenliği sağlar. Bu bağlamda reklam verenlerin reklam yayınlamak için verecekleri kararlarda burada alınan sonuçların destek sağlayacağı kesindir. Bu çalışmada etki faktörlerinin reklamları izleme kestirimlerinde Model 3 baz alınmıştır. Aynı analizlerde kullanılabilecekleri yerlerde Model 1 ve Model 2’de kullanılmış ve karşılaştırmalı analizlerde farklılıklar görülmemiştir. Ancak her durum için en güvenilir model Model 3’tür. Zaten üç modelin performansları içinde de en iyisi Model 3 olmaktadır. Burada özellikleri içeren analizler de elde etmek mümkün olabilmektedir. Çeşitli izleyici gruplarından (35-44) yaş grubu erkek izleyiciler seçilsin. (35-44) yaş grubu erkek izleyicilerin sosyo-ekonomik statülerinde artış olmasının ilk dakika reklamda kalma eğilimlerinde kanallara göre değişiklikler Model 3’e göre şu şekilde analiz edilmektedir: Kanal1 izleyicisinde C sosyo-ekonomik statüye kadar artma sonrasında reklamın ilk dakikasında reklam izlemeye karşı azalma eğilimi görülür. Kanal2 ve Kanal3 kanallarında az da olsa artma eğilimi, Kanal4 izleyicisinde ise reklamları izleme olasılığında önce azalma sonrasında B sosyo-ekonomik statüsünden itibaren artma tahmin edilir. Bu durumda reklam verenler (35-44) yaş grubu erkek izleyiciye hangi sosyo-ekonomik düzeylere göre reklam verirlerse seyredilme olasılığının ne kadar olabileceğini anlayacaklardır. Bunun gibi önemli bir kriter olan genel izlenme oranının reklamların ilk dakikasında kanallarda izleyiciler üzerinde etkileri de tahmin edilebilecektir. Veya şöyle bir açıklama reklam sektöründe uğraşan profesyonellerin karar verme durumlarını çeşitlendirecektir: A sosyo-ekonomik statüsünde ve (20-34) yaş grubunda Kanal1 izleyicisinin, aynı yaş grubu ve B statüsündeki kendi kanalı izleyicisiyle hemen hemen aynı davranışı benimsediği görülür. Genel izlenme oranı %2’ye gelene kadar reklamda kalma yönünde eğilim varken sonrasında reklamdaki kaçma yönünde eğilim görülür. Kanal2 izleyicisi de, oranları farklı olmakla birlikte, ilk dakika reklam izleme davranışında Kanal1 izleyicisi gibi hareket etmektedir. Kanal3 izleyicisi ise ilk iki kanalın izleyicisinin tam tersi bir davranış içindedir. Kanal4 de izleyicinin reklam izleme tutumu genel izlenme oranına

doğrudan bağlıdır. Buradan anlaşılan Kanal3 ve Kanal4 için genel izlenme oranı bir kriterdir. Buna karşılık Kanal1 ve Kanal2 için genel izlenme oranlarının artması durumlarında reklamların izlenme oranı düşme yönündedir.

Davranışsal temelli verilere dayalı modeller her ne kadar istatistiksel ölçütlerde başarılı olurlarsa olsunlar gene de tercih sürecini her yönüyle açıklamakta yetersiz kalabilecekleri de görülmüştür. Reklamların ilk dakikasında kanal tercih sürecini açıklamada cinsiyet, yaş grubu, sosyo-ekonomik statü gibi demografik ve kişisel özelliklerin yanı sıra genel izleme oranında reklam izleme ve bir dakika önceki program izleyicisi ile reklam izleyicisinin oranı önemli katkılar sağlamakla birlikte, belirli noktalarda etkisiz kalabilmektedir. Bu çalışmada modeller, özellikle de Model 3, Kanal3 tercihini açıklamakta diğer kanallara göre daha az başarılı olmuştur. Bu durumun perde arkasında belirtilen değişkenlerle yakalanması güç olan psikolojik, sosyo-politik veya yaşam tarzına ilişkin faktörlerin olabileceği düşünülmektedir. Dolayısıyla bireylerin kanallarda reklam izlemesi sürecini sadece verilen değişkenlerle tamamen açıklamayı hedeflemek gerçekçi bir yaklaşım değildir. İzleyicilerin kişilik özelliklerinin yanında kültürel değerlerinin, yaşam tarzlarının, televizyon izlerken içinde bulundukları sosyal ve psikolojik durumları da seçimleri üzerinde önemli derecede etkileri olmaktadır. Öte yandan veri toplamada anlık veriler alınırken davranış biçimleri, değer yargıları, sosyal ve kültürel özellikler, politik yönelimler ve psikolojik durumunun göstergelerinin alınması yarar sağlayacak ve ilerideki araştırmaların daha kapsamlı ve doğru kestirimler vermesine yarayacaktır. Günümüzde internet kullanımı ve sosyal ağ bağlantıları televizyon ile birleştirilirse anlık verilerin alınması daha da kolaylaşacak ve sözünü ettiğimiz yararlar elde edilebilecektir. Zaten günümüzde bazı televizyon programlarında sosyal ağların kullanımıyla anlık görüşler alınmaktadır. Böylece davranışsal temelleri olan bilişsel izleyiciler yaklaşımlarını daha rahat dile getirebilecek ve bu yaklaşımların avantajları modelleme uygulamalarında kullanılabilecektir.

Bu çalışma, elektronik anket uygulamasını kullanarak gerçek reklam izlenme oranlarını kanallara göre gösterme ve kanallardaki izleyicinin reklamlardaki davranışlarını ortaya koyması açısından öncü çalışmalardan biridir. Çalışmanın bulguları ulusal kanalların bir bölümü ile sınırlandırılmıştır. Oysa televizyon kanalları kendi aralarında yayın politikası olarak; haber, spor, bölgesel, kentsel yayın gibi çok değişik alanlarda faaliyet göstermektedirler. Bu çalışmada ağırlıklı olarak birbirinin

rakibi kabul edilen dört ulusal kanal seçilmiştir. Benzer bir çalışma yayın politikası farklı kanallarda da yapılabilir. Ayrıca bu çalışmada reklamların ilk dakikası üzerinde durulmuştur. Çalışmaya yapılabilecek katkı bu sürenin uzatılması ve reklamda kalma süresinin optimum düzeyinde kanal tercihlerinin bulunması yönünde olacaktır.

KAYNAKLAR

- Agresti A., Categorical Data Analysis, John Wiley and Sons, New York, 2002.
- AI C. ve Norton E.C., Interaction Terms in Logit and Probit Models, Economics Letters, 80, s 123-129.2003.
- Alan Agresti, Barbara Finlay, Statistical Methods for the Social Sciences ,USA,Pearson, 2009,s.486.
- Alpar R. , Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemlere Giriş-1, Kültür Ofset,Ankara.1997.
- Akdeniz F., Olasılık ve İstatistik, Nobel Kitabevi, Adana,2006.
- Akın F., Kesikli Tercih Modellerinde Diskriminant Fonksiyonu ve Minimum Ki-kare Yöntemi, DİE Sempozyum Bildirisi, s 12.,1995.
- Akın F., Kalitatif Tercih Modelleri Analizi, Ekin,Bursa,2002.
- Alfred Demaris, Regression With Social Data; Modeling Continuous and Limited Respond Variables, New Jersey, John Wiley and Sons,2004, s.43.
- Alwitt, L.F.; Prabhaker, P., Identifying Who Dislikes Television Advertising :Not by Demographics Alone, Journal of Advertising Research, 34 (6), ss: 17-29, 1994.
- Amemiya, T., 'Qualitative Response Models: A Survey', Journal of Economic Literature, Vol.19, No.4, 1981,s.1483-1536.
- Arthur Golderberger, Econometric Theory, New York, 1964, s.248-255
- Auletta, Ken, 'Do Ads Still Work?',Annals of Communication the New Pitch,The NewYorker, 28 Mart 2005.
- Azer, R.;Walker,C.M., Categorical Data Analysis for the Behavioral and Social Sciences, Taylor&Francis,New York, 2011
- Başar, A. ve Oktay E., Uygulamalı İstatistik-2, Aktif Yayınevi, İstanbul.2000.
- Bayo Lawal, Catagorical Data Analysis with SAS and SPSS Applications,USA, Lawrance Elbaum Associates,2003
- Begg, C.B.;Gray, R. , Calculation of Polychotomous Logistic Regression Parameters Using Individualized Regressions, Biometrika,71, ss:11-18,1984.

- Ben-Akiva M., Lerman S., Discrete Choice Analysis, The MIT Press, Cambridge Massachusetts.1985
- Berndt, Ernst K.; Hall B.; Hall R.; Hausman J. 'Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models', Annals of Social Measurement, Vol. 3,1974, s.653-665.
- Broyden, C. George, 'The convergence of a class of double-rank minimization algorithms', Journal of the Institute of Mathematics and Its Applications, Vol.6,1970, s.76-90.
- Chipman, J., The foundations of utility, Econometrica , Vol. 28, ss:193-224,1960
- Christopher S. McIntosh, Jeffrey H. Dorfman, 'Qualitative Forecast Evaluation: A Comparison of Two Performance Measures', American Journal of Agricultural Economics, Vol.74,No.1,1994,s.209-214.
- Cox, D. R. ve Snell, E. J., The Analysis of Binary Data, Second Edition,Chapman and Hall, Londra,1989.
- Cramer, J.S., Logit Models from Economic and Other Fields, Cambridge University Press, Cambridge, 2003.
- Danaher, P.J., What Happens to Television Ratings During Commercial Breaks?, Journal of Advertising Research, 35 (1), ss: 37-47, 1995.
- Danaher, P.J.; Mawhinney, D., Optimizing Television Program Schedules Using Choice Modelling, Journal of Marketing Research, 38(3), ss:298-312, 2001.
- Danaher, P.J.; Dagger, T.S.; Smith M.S., Forecasting Television Ratings, International Journal of Forecasting, 27,ss:1215-1238, 2011.
- Darmon, R. Y. ,Determinants of TV Viewing, Journal of Advertising Research, 16 (6), ss: 17-20, 1976.
- Davidon William C.,'Variable metric method for minimization', SIAM Journal on Optimization Vol.1, 1991, s. 1-17
- Debreu, G. 'Review of R.D. Luce individual choice behavior', American Economic Review, Vol.50, ss:186-188,1960.
- Dines G., Humez J.MacMohen, Gender, Race and Class in Media:A Text Reader, Sage, USA, 2003,s:262-263
- Efron, Bradley,'Bootstrap Methods: Another look at the Jackknife', The Annals of Statistics, Vol.7, No.1,1979, s.1-26.

El-Adly, M.I., The Impact of Advertising Attitudes on the Intensity of TV Ads Avoiding Behavior, International Journal of Business and Social Science Vol. 1 No. 1; October 2010.

Elden, M. 'Reklam Yazarlığı', İletişim Yayınları, İstanbul, 2003

Elden, M; Ulukök, Ö; Yeysel, S, Şimdi Reklamlar, İletişim Yayınları, İstanbul, 2005

Emery, C.R. ve Tian, R.G, 'The Effect of Cultural Differences on the Effectiveness of Advertising Appeals: A comparison between China and the US', Transformations in Business and Economics, Vol.2, No.1(3), 2003, s.48-59,.

Fırlar, F. Belma Güneri, 'Doğru Pazarlama Doğru Reklam Stratejileri', Ege Üniversitesi İletişim Fakültesi Dergisi, Nisan, 2004, s:207

Field A., Discovering Statistics Using Spss, 3.ed, Sage, Londra, 2009.

Fisher, R.A. , Collected Papers of R.A. Fisher (1971-1974), Five Volumes. University of Adelaide, 1974.

Fletcher Roger, 'A New Approach to Variable Metric Algorithms', Computer Journal, Vol 13(3), 1970, s.317-322.

Foster J., Barkens E., Yavorsky C., Understanding and Using Advanced Statistics, Sage, Londra, s:47-69, 2006

Genceli, M., Ekonometride İstatistik İlkeler, Filiz Kitabevi, İstanbul, 1989.

Gensch, D. Shaman, P., Models of Competitive Television Ratings, Journal of Marketing Research, 17(3), ss:307-315, 1980.

Givon M. ve Grosfeld-Nir A., 'Using Partially observed Markov processes to select optimal termination time of TV shows', Omega , Vol 36, no.3., 2008, s.477-485

Goettler R.; Shachar, R., Spatial Competition in the Network Television Industry, Working Paper No. 2000-E43, Graduate School of Industrial Administration, Carnegie Mellon University, 2000.

Golderberger, A.S., Econometric Theory, John Wiley and Sons, New York, 1964.

Gerry P. Quinn, Micheal J. Kenough, Experimental Design and Data Analysis for Biologists, New York, Cambridge University Press, 2002

Green P.J.; Silverman, B.W., Nonparametric Regression and Generalized Linear Models: A roughness Penalty Approach, Chapman & Hall, Londra, 1994.

- Greene, W., *Econometric Analysis*, 5th edn, Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey, 2003.
- Greene, W., 'Fixed and Random Effects in Nonlinear Models', Working Paper, Stern School of Business, New York University, 2001.
- Griffin Sean , 'You Have Never Had a Friend Like Me: Target Marketing Disney to a Gay Community' in *Tinker Belles and Evil Queens-The Walt Disney Company From Inside out*, New York University Press, New York ve Londra, 2000.
- Grundey, D, 'Cross-Cultural Attitudes on Commercials: A Multi-Country Survey', *Transformations in Business and Economics*, Vol 6, No.2(12), Supplement A, s.20-40, 2007
- Gujarati D.N., *Temel Ekonometri*, 6.Basım, Literatür, İstanbul, 2009.
- Gujarati, D. N., *Basic Econometrics*, 4.ed, McGraw-Hill, New York, 2004.
- Gürgen H. 'Bütünleşik Pazarlama İletişimi ve Reklamda Yaratıcılık', *Media Cat Pazarlama iletişim dergisi*, Vol. 4(23), 1996, s.72.
- Hardin, James W. ; Hilbe, Joseph, *Generalized Linear Models and Extensions*, 2nd Ed., USA , Statapress, 2007
- Hausman, J.; McFadden, D., *Specification Tests for the Multinomial Logit Model*, *Econometrica*, Econometric Society, vol. 52(5), ss: 1219-40, September, 1984.
- Hauck W.W. ; Donner A., *Wald's Test as Applied to Hypotheses in Logit Analysis*, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 72, No. 360 (Dec., 1977), pp. 851-853, 1977.
- Heeter, C.; Greenberg, B., S., *Profiling the Zappers*, *Journal of Advertising Research*, 25 (2), ss: 15-19, 1985.
- Henry, M.D.; Rinne, H., J., *Predicting Program Shares in New Time Slots*, *Journal of Advertising Research*, 24 (2), ss: 9-17, 1984.
- Hosmer D.; Lemeshov, S., *Applied Logistic Regression*, John Wiley and Sons, New York, 2000.
- Horen, J.H., *Scheduling of Network Television Programs*, *Management Science*, 26(4), ss: 354-370, 1980.
- Horowitz J., *Specification Tests for Probabilistic Choice Models*, *Transportation Research A*, Vol. 16, ss: 383-94, 1982.

Horowitz J.,An Evalution of the Usefulness of Two Standard Goodness of Fit Indicators for Comparing Non-Nasted Random Utility Models, Transportaion Research Record, Vol 874, ss:19-25,1982.

Howard B. Stauff ,Contemporary Bayesian and frequentist statistical research methods for Natural Resource Scientist, USA, John Wiley&Sons Inc., 2008.

Hüseyin Tatlıdil, Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz, Ankara,Cem Ofset, 1996.

Imbens, Lecture Notes 12, ARE213 Spring '06 1,ARE213 Econometrics, Spring 2006 UC Berkeley Department of Agricultural and Resource Economics,2006.

İşyar Y. , Ekonometrik Modeller, Vipaş, 2.Baskı., Bursa, 1999.

James K.Lindsey, Applying Generalized Linear Models, New York, Springer,1997.

James T. McClave, Terry Sincich, Statistics,11th Ed., USA,Pearson,2011,s.560-561

Jiming Jiang, Linear and Generalized Linear Mixed Models and Their Applications, New York, Springer, 2007.

John H. Aldrich, Forrest D. Nelson, Linear Probability, Logit, and Probit Models, Londra, 1984,s.42-44.

Joseph M.Hilbe, ‘Generalized Linear Models’, The American Statistician, Vol.48, No.3, 1994,s.255-265.

Kamakura, W.,A.; Russal, G.,J., A Probabilistic Choice Model for Market Segmentation and Elasticity Structure, Journal of Marketing Research, 26(3), ss:379-390, 1989.

Kelton, C.M.; Schneider-Stone, L.G., Optimal Television Schedules in Alternative Competitive Environments, European Journal of Operational Research, 104, ss:451-473, 1998.

Kennedy P., A Guide to Econometrics, 6.ed, Blackwell Publishing, Austuralia,2008.

Kleinbaum,D.G.;Klein,M.,Logistic Regression-A Self Learning Text, 3.Ed,Springer, New York, 2010.

Kneale, D.,Zapping of TV Ads Appears Pervasive, Wall Street Journal,April 25, 1988.

Kunter Micheal H., Nachtsheim Christopher J., Neter John ve Li William,Applied Statistical Models, 5th ed, New York, Mc Graw Hill International Education, 2005.

Lee, F.S.J, An Empirical Study of Television Viewer Demographics and Advertising

Strategies: Case of Proctor and Gamble Canada, Journal of Academy of Business and Economics, February, 2007.

Luce, R. D., Individual Choice Behavior: A Theoretical Analysis. New York, Wiley, 1959.

Luce R.D. ve Suppes P., Preferences, utility, and subjective probability, In Handbook of Mathematical Psychology, Vol III, New York, Wiley, 1965.

Maddala, G.S., Introduction to Econometrics, 3rd ed, John Wiley and Sons, New York, 2006.

Malinvaud, E., Statistical Methods of Econometrics, Rand McNally & Company, Chicago, ss: 195-197, 1966.

Mahmassani, Hani S., 'Dynamic Network Traffic Assignment and Simulation Methodology for Advanced System Management Applications', Networks and Spatial Economics, Vol I, 2001, s.267-292.

Marley A., Random Utility models with all choice probabilities expressible as "functions" of the binary choice probabilities, Mathematical Social Sciences, Vol.3, no.1 (Şubat), ss:39-56, 1982.

Marschak J., Binary-choice Constraints and Random Utility Indicators, In Mathematical Models in Social Sciences (ed. K.J.Arrow ve arkadaşları), Stanford, California, Stanford University Press, 1960.

McCullagh, P.; Nelder, J.A., Generalized Linear Models, 2nd Ed, Chapman & Hall, Londra, 1989.

McFadden D. ve Talvitie A.P., Demand Model Estimation and Validation, The Urban Travel Demand Forecasting Project Phase I Final Report Series, 5, The Institute of Transportation Studies, University of California, s:469, 1997.

McFadden D., The measurement of urban travel demand, Journal of Public Economics, Elsevier, vol. 3(4), pages 303-328, November, 1974.

McFadden, D., "Economic Choices", American Economic Review, 91:351-378, 2001.

McGillivray R.G., Estimating the Linear Probability Function, Econometrica, vol.38, ss:775-776, 1970.

Michael R. Veall, Klaus F. Zimmerman, 'Pseudo- R^2 Measures for Some Common Limited Dependent Variable Models', Journal of Economic Survey, Vol.10, No.3, 1996, s.241-259.

Miller, I.; Miller M., John E. Freund's Mathematical Statistics, 7th ed., Pearson Prentice

Hall,2004.

Miller , Jeff ; Haden, Patricia, Statistical Analysis with The General Linear Model, San Francisco, Creative Commons, 2006.

Moriarty S.E. ve Everett S., 'Commercial Breaks: A Viewing Behavior Study, Journalism Quarterly ,Vol.71,1994 s:346-355.

Nagelkerke, N. J. D. , A note on a general definition of the coefficient of determination, Biometrika, 78, 691-692,1991.

Napoli, P.M.,The Unpredictable Audience: An Exploratory Analysis of Forecasting Error for New Prime-Time Network Television Programs, Journal of Advertising, 30(2) ,ss: 53-101, 2001.

Newell, S.;Henderson,K., Superbowl Advertising; Field Testing the Importance of Advertisement Frequency Length and Placement on Recall, Journal of Marketing Communications, 4(4), ss:237-248, 1998.

OECD, OECD Communication Outlook 2011

Özdamar, K. , Paket Programlarla İstatistiksel Veri Analizi, C. 1, 2. Baskı., Kaan Kitabevi, Eskişehir. 1999.

Paap, Richard ve Franses, Philip Hans, 'A Dynamic Multinomial Probit Model for Brand Choice with Different Long-run and Short-run Effects of Marketing Mix Variables', Journal of Applied Econometrics, Vol. 15, No. 6, 2000, s. 717-744.

Patzer,G., Multiple Dimensions of Performance for 30 seconds and 15 seconds Commercials, Journal of Advertising Research, 31(5), ss:18-25, 1991.

Reddy,S.K.; Aronson,J.E.; Stam,A., SPOT: Scheduling Programs Optimally for Television, Management Science, 44(1), ss:83-102, 1998.

Robert Stine, Dean Foster, Statistics For Business Decision Making and Analysis, Boston, Pearson,2011, s.665-666.

Rust,R.,T.; Alpert, M.I., An Audience Flow Model of Television Viewing Choice, Marketing Science, 3(2), ss:113-124, 1984.

Rust,R.,T.; Eechambadi, N.V., Scheduling Network Television Programs: A Heuristic Audience Flow Approach to Maximizing Audience Share, Journal of Advertising, 18(2), ss:11-18, 1989.

Sevüktekin,M., Niteliksel Tercih Modelleri, Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 17,1994.

Siddarth, S.; Chattopadhyay, A., To Zap or Not to Zap: A Study of the Determinants of Channel Switching During Commercials, Marketing Science, 17(2), ss:124-138, 1998.

Singh, S.; Cole, C., The Effects of Length, Content and Repetition On Television Commercials Effectiveness, Journal of Marketing Research, XXX(February), ss:91-104, 1993.

Song, June-Young, Tv Rating Analysis Sizing and Efficiency of Tv advertising and Role of Program and Advertising Factors, American Academy of Advertising, Conference Proceedings, January, 2005.

SPSS Türkiye, SPSS İstatistiksel Analizler, Öngörüsöl Karar Destek ve Veri Modelleme Eğitimi, İstanbul, SPSS yazılım, 2011, s.428,432.

Stauff, Howard B., Contemporary Bayesian and frequentist statistical research methods for Natural Resource Scientist, USA, John Wiley & Sons Inc., 2008.

Stock J.H.; Watson, M.M., Introduction to Econometrics, 3.ed, Pearson, USA, 2011.

Sullivan, L., Satan Reklam Yaratmak ,çev:Sevtap Yaman, Media Cat ,Kapital Medya Hzm, Ankara, 2000.

Sutherland M., Sylvester A.K., Reklam ve Tüketici Zihni çev:İ.B. Kalınyazgan, Mediakat Kitapları, İstanbul, 2000, s:363.

Sweeting, A., Coordination, Differentiation and the Timing of Radio Commercials, Journal of Economics and Management Strategy, Vol. 15(4), Winter 2006.

Sweeting, A. ,The Strategic Timing of Radio Commercials: An Empirical Analysis Using Multiple Equilibria, Rand Journal of Economics, Vol. 40(4), Winter 2009.

Studenmund, A.H., Using Econometrics A Practical Guide, 6.ed, Pearson, USA, 2011.

Tarı R., Ekonometri, 3.Basım, Avcı Ofset, İstanbul, 2005.

Tavakoli ,M.; Cave, M., Modelling Television Viewing Patterns, Journal of Advertising, 25(4), ss:71-86, 1996.

Train K., Discrete choice methods with simulation, 2. Ed, Cambridge University Press, Cambridge, 2009.

Turanlı, Münevver ve Selahattin Güriş, Temel İstatistik, 2. Basım, Der Yayınevi, İstanbul, 2005.

Ulf Olssen, Generalized Linear Models An Applied Approach, Sweden, Studentlitterature, 2002.

- Verbeek, Marno, A Guide to Modern Econometrics, West Sussex, Wiley, 2000
- Wells, W; Burnett, J; Moriart, S, Advertising Principles and Practice, 3.Ed, Prentice Hall Inc., New Jersey, 1995.
- Windsey, J.K., Applying Generalized Linear Models, Springer-Verlog, New York, 1997.
- Yolcu, E, Televizyon Reklamcılığı, İstanbul Üniversitesi Yayınları No: 4301, İstanbul, 2001.
- Yorke, D.A.; Kitchen, P.J., Channel Flickers and Video Speeders, Journal of Advertising Research, 25(2), ss:21-25, 1985.
- Yvonne M. M. Bishop, Stephen E. Fienberg, Paul W. Holland, Discrete Multivariate Analysis Theory and Practice, New York, Springer, 2007, s.126-127.
- Zheng Wu, 'Generalized Linear Models in Family Studies', Journal of Marriage and Family, Vol.67, No.4, 2005, s.1029-1047.
- Zufryden, F., S.; Pedrick, J.H.; Sankaralingam A., Zapping and Its Impact on Brand Purchase Behavior, Journal of Advertising Research, 33(1), ss:58-66, 1993.

Yararlanılan İnternet siteleri:

- Adtools, Outdoor, http://advisionoutdoor.com/index.php?option=com_glossary&func=view&Itemid=84&catid=31&term=GRP (erişim: 16 Mayıs 2012)
- Advertising Metrics, <http://www.marketing-metrics-made-simple.com/advertising-metrics.html> (27 Haziran 2012)
- How Are Tv Ratings Calculated? http://www.ehow.com/facts_5318571_tv-ratings-calculated.html (16 Mayıs 2012)
- Legacy, <http://www.bulova.com/en-us/legacy> (erişim: 27 Nisan 2011)
- Measurement, <http://www.nielsen.com/tr/en/measurement/television-measurement.html> (erişim: 27 Haziran 2012)
- Profile, The Nielsen Company, <http://www.agbnielsen.net/system/system.asp>.
- Reklamcılar Derneği, Harcama Raporu 2009-2010, <http://www.rd.org.tr> (erişim: 23 Nisan 2011)
- RTÜK, Anket 2006, <http://www.RTUK.org.tr> (erişim: 1 Ağustos 2011)

Şirketin Amacı, <http://www.tiak.com.tr/index.htm> (erişim: 29 Mart 2011)

The System, <http://www.agbnielsen.net/system/system.asp>. (erişim: 27 Haziran 2012)

Turkey, <http://www.agbnielsen.net/whereweare/dynPage.asp?lang=local&country=Turkey&id=375> (erişim: 12 Şubat 2012)