

İstanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi
Maliye Araştırma Merkezi Konferansları
46. Seri / Yıl 2004
Prof. Dr. Salih Turhan'a Armağan

TÜKETİCİLERİN FİYAT BİLİNCİ ÜZERİNDE ETKİLİ OLAN FAKTÖRLERE İLİŞKİN BİR İNCELEME

Yrd. Doç. Dr. Sema Ulutürk AKMAN

İstanbul Üniversitesi
İktisat Fakültesi
Ekonometri Bölümü

ÖZET

Bu çalışmada, yaş, cinsiyet, medeni durum, eğitim seviyesi ve sosyo-ekonomik statü gibi faktörlerin tüketicilerin fiyat bilinci üzerinde etkili olup olmadığı lojistik regresyon tekniği ile belirlenmeye çalışılmıştır.

ABSTRACT

In this study, it is tried to be determined whether age, sex, marital status, educational level and social-economic status factors are effective or not on the price consciousness of consumers by logistic regression technique.

1.Giriş

İnsanoğlunun dünya üzerinde varolabilmesi, üretmesine ve tüketmesine bağlıdır. Tüketim süreci insanın dünyaya gelmesi ile birlikte başlamakta ve ömrünün sonuna dek devam etmektedir. Üretim sürecine katılım ise genel olarak belirli bir birikim sonrasında başlamakta, çoğunlukla sınırlı bir zaman için sürmekte ve bir gün gelip sona ermektedir. Dolayısıyla, insan yaşamı boyunca tüketmesine karşın, yalnızca belirli bir dönem için üretebilmektedir.

Tüketim amaçlı programlanan insanoğlunun tüketimi, alış-veriş olarak tanımlanan eylem ile gerçekleşmektedir. Dolayısıyla insan, yaşamak, varlığını sürdürmek gibi her türlü ihtiyacı için tüketmek, bunun için de alışveriş yapmak zorundadır.

Şüphesiz alışveriş her birey veya ailenin ihtiyaçlarına yönelik olarak, bütçesi ile şekillenmekle beraber, ihtiyaçların ötesinde reklamlar, moda, başka tüketicilerin düşünce ve önerileri gibi çok çeşitli faktörün de etkisi altındadır. Kredi kartlarının, özellikle taksitli kredi kartlarının yaşamımıza girmesi ile birlikte son yıllarda tüketim harcamalarının körüklendiğini görüyoruz. Nitekim, ülkemizde kullanılan kredi kartı sayısının 20 milyona ve kredi kartı sahiplerinin bankalara olan borç tutarının ise 15,6 katrilyona ulaştığı¹ düşünülürse, tüketicilerinin bütçelerinin ötesinde harcama yaptığı ve bu harcamalar sonucunda çok büyük rakamlara ulaşan kredi kartı ekstrelerinin tüketicileri zor durumda bıraktığı anlaşılmaktadır. Bu durum, tüketicilerin bütçelerinin ötesinde alışveriş yapmaları, alışveriş sonrasında elde ettikleri tatminin, ürüne ödedikleri meblağın üzerine çıkması, bir başka deyişle; alışveriş tutkusunun ürünün fiyatını gölgelemesi ile açıklanabilir.

Öte yandan, kredi kartı kullanılarak yapılan alışverişler içinde toplam işlem tutarının %20'sinin gerçekleştirildiği süpermarketlerin ve alışveriş merkezlerinin ilk sırada yer alması² da, günlük yaşamımız içinde süpermarket alışverişlerinin ne denli önemli bir paya sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Süpermarket alışverişleri sırasında tüketicilerin, ürünlerin fiyatına bakmaksızın alışveriş yaptığı, promosyonlardan etkilenerek ihtiyacı olan ürünler dışında ürünler de

satın aldığı, genel olarak benzer ürünlerin fiyatlarını karşılaştırmadığı gibi, marketler arasında da fiyat kıyaslaması yapmadığı görülmektedir³. Bu da, tüketicilerin alışverişleri sırasında alışverişe odaklanarak fiyatı göz ardı edebildiğini, dolayısıyla zaman zaman fiyat bilinci içinde hareket etmediğini göstermektedir.

Bu noktadan hareketle biz, tüketicilerin market alışverişleri sırasında fiyat unsuruna ne derece dikkat ettiği ile yaş, cinsiyet, eğitim, medeni durum ve sosyo-ekonomik statü⁴ gibi faktörler arasında ilişki olup olmadığını belirlemek istiyoruz.

Çalışmamızın verileri İstanbul Üniversitesi Araştırma Fonu tarafından desteklenen “Süpermarket Alışverişlerinde Tüketicilerin Fiyat Bilinci” isimli araştırma kapsamında, İstanbul ili sınırları içinde gerçekleştirilen anket çalışmasına dayanmaktadır. Adı geçen anket çalışması sırasında 1000 denekle görüşülmüş ve deneklere süpermarket alışverişleri ile ilgili olarak standart bir soru formunda yer alan sorular yöneltilmiştir.

Tüketicinin market alışverişleri sırasında fiyat unsuruna ne derece dikkat ettiğini ortaya koymak üzere anket formunda yer alan iki soruya verdikleri cevaplar ele alınmıştır. Bunlar, market alışverişi sırasında benzer ürünler arasında fiyat karşılaştırması yapıp yapmamaları ile marketler arasında fiyat karşılaştırması yapıp yapmamalarına ilişkin sorulardır.

Çalışmamızda tüketicilerin market raflarında yer alan benzer ürünlerin fiyatları arasında ve aynı ürünün değişik marketlerdeki fiyatları arasında karşılaştırma yapıp yapması ile ilgilenildiğinden, bağımlı değişkenimiz fiyat karşılaştırması yapma ve yapmama biçiminde iki sonucu olan bir kategorik değişken olacaktır. Bu tip bağımlı değişkenlere *nitel bağımlı değişken* adı verilmektedir. Bağımlı değişkeni nitel olan modellere ise, *kalitatif tercih modelleri* (qualitative response models), *kesikli tercih modelleri* (discrete choice models) veya *bölünme modelleri* (categorical models) adı verilmektedir⁵.

Kalitatif tercih modelleri, tüketicilerin fiyat karşılaştırması yapma ve yapmama tercihinin ilişkin olasılık değerini belirleyeceğinden, çalışmamızda tüketicilerin yaş, cinsiyet, medeni durum, eğitim seviyesi ve sosyo-ekonomik statü gibi özelliklerinden yola çıkarak market raflarında yer alan benzer ürünlerin fiyatları arasında, ikinci olarak da aynı ürünün değişik marketlerdeki fiyatları arasında karşılaştırma yapıp yapmaması olasılıkları belirlenmeye çalışılacaktır.

Bireylerin iki alternatif arasından seçim yapmaları halinde ikili tercih, ikiden fazla alternatif arasından seçim yapmaları halinde ise çoklu tercih söz konusu olmaktadır. Çalışmamızda, tüketicilerin satın aldıkları ürüne ilişkin fiyat karşılaştırması yapma ve yapmama biçiminde iki sonuç üzerinde durulduğundan ikili tercih durumu geçerli olmaktadır.

Uygulama çalışmamıza geçmeden önce kalitatif tercih modellerine, (regresyon modellerinden yola çıkarak) değinmenin uygun olacağı düşüncesindeyiz.

Regresyon modelleri bilindiği gibi, bağımlı değişken ile bağımsız değişken (veya değişkenler) arasındaki ilişkiyi bir denklem yardımıyla ortaya koyarak; bağımlı

değişkendeki değişimleri, bağımsız değişkendeki (değişkenlerdeki) değişimlerle açıklamaya çalışır.

Bir bağımlı ve bir bağımsız değişkenden oluşan basit doğrusal regresyon modeli;

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

ve bir bağımlı ve k tane bağımsız değişkenden oluşan regresyon modeli ise;

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (2)$$

biçimindedir.

Regresyon denklemlerinde yer alan $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ parametre olarak adlandırılmakta ve bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerinde ne yönde ve ne miktarda etkili olduğunu göstermektedir.

Regresyon modelinde yer alan $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ parametreleri, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin veri dönemine ilişkin değerlerinden yola çıkarak, *uygulanması için herhangi bir varsayım gerektirmeyen*, en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilir.

En küçük kareler yöntemi, bağımlı değişkenin gözlenen değerleri ile regresyon denklemiyle tahmin edilen değerleri arasındaki farkların kareleri toplamını minimize eden bir yöntemdir. Dolayısıyla, veri dönemine ilişkin bilgilerden hareketle, en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen regresyon denklemini;

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i + e_i \quad (3)$$

biçiminde gösterebilmek mümkündür. Denkleminde yer alan $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ regresyon katsayıları olup, regresyon parametrelerinin tahmin değerlerini oluşturmaktadır.

En küçük kareler yöntemi, uygulanması açısından herhangi bir varsayım gerektirmediği halde; çok değişkenli regresyon modelinin bazı koşulları sağlaması gerekir. Bu koşullar,

- hata payları tesadüfi değişken olup, beklenen değerleri sıfırdır,

- hata payları varyansları alt ana kütleler için sabittir,

- hata payları arasında otokorelasyon olmaması,

-bağımsız değişkenler, tesadüfi olmayan değeri sabit değişkenlerdir ve varyansları sıfırdan büyüktür⁶

şeklinde. Bu varsayımlarının gerçekleşmesi halinde en küçük kareler yöntemiyle elde edilen tahminler etkin, sistematik hatasız, doğrusal, en iyi ve minimum varyansa sahip olurlar⁷.

Bu varsayımlara ek olarak, hata paylarının dağılımının normal olması istenir. Hata paylarının normal dağılması, bağımlı değişkenin normal dağılması ve dolayısıyla $\hat{\beta}_i$ 'lerin de normal dağılması anlamına gelmektedir. Bu varsayım, anakütle regresyon denkleminde yer alan parametrelere ilişkin olarak yapılan hipotez testleri için gereklidir. Bu varsayımın gerçekleşmemesi durumunda tahmin edilen parametrelerin test edilmesi mümkün olamamaktadır⁸.

Klasik regresyon modellerinde bağımlı değişken sürekli bir değişken olup, teorik olarak $-\infty$, $+\infty$ arasında değer alabilmektedir. Ancak bazı çalışmalarda regresyon modelinde yer alan bağımlı değişken nitel olabilmektedir. Örneğin, belirli bir tüketim malını satın alıp almama, çeşitli seyahat araçlarından birini seçme gibi tercih gerektiren durumlarda bağımlı değişken nitel özellik taşımaktadır.

Bireylerin iki alternatif arasından seçim yapması halinde ikili tercih, ikiden çok seçenek arasından seçim yapması halinde ise çoklu tercih söz konusudur. İşte, bağımlı değişkenin sayısal değer almadığı ve kukla değişken olarak ifade edildiği bu tür modellere kalitatif tercih modelleri adı verilmektedir.

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{Belirli bir ürünü tercih etme} \\ 0, & \text{Belirli bir ürünü tercih etmeme} \end{cases}$$

durumunu gösterecektir. Dolayısıyla, bağımlı değişken bu tür örnekler için sadece belirli değerler alabilen kesikli değişken olarak adlandırılacaktır.

Kalitatif tercih modelleri, j tane alternatif arasından yapılan seçimin sonucunu açıklayan statik bir olasılık modeli olup, seçimin iki alternatif arasından yapılması halinde iki durumlu (binomial), ikiden çok alternatif arasından yapılması halinde ise çok durumlu (multinomial) modeller olarak ikiye ayrılmaktadır⁹.

Öte yandan, bağımlı değişkenin olasılık değeri olarak ifade edildiği kalitatif tercih modelleri, doğrusal olasılık modeli ve doğrusal olmayan olasılık modelleri olarak iki başlıkta ele alınmaktadır.

2. Doğrusal Olasılık Modeli

Doğrusal olasılık modelinde kukla değişken durumundaki bağımlı değişken, bağımsız değişkenlerin doğrusal fonksiyonu olarak açıklanmaya çalışır. Dolayısıyla, bağımlı değişkenin beklenen değeri, veri durumundaki bağımsız değişkenlerin koşullu olasılıklarından hareketle tahmin edilmektedir. Başka bir deyişle;

$E(Y_i/X_i)$ bağımsız değişken X_i koşulken, bağımlı değişken Y 'nin beklenen değerini gösterirse,

$$0 \leq E(Y_i/X_i) \leq 1$$

olacaktır. Dolayısıyla, amaç, X değişkeninden hareketle, Y değişkeninin olasılığını hesaplamaktır¹⁰.

Doğrusal olasılık modelinde bağımlı değişkenin iki ya da ikiden çok seçenekli olması mümkündür ve bağımlı değişkenin evet-hayır, belirli bir ürünü tercih etmeme gibi iki durumlu (0-1) olması halinde ikili doğrusal olasılık modeli, hayır-bazen-evet, gibi ikiden çok durumlu (0-1-2) olması halinde ise çoklu doğrusal olasılık modeli olarak adlandırılmaktadır.

Doğrusal olasılık modelinin parametrelerini en küçük kareler yöntemiyle tahmin etmek mümkündür. Ancak, hata paylarının bağımlı değişkene bağlı olarak binom dağılımı göstermesi, varyansların eşit olmaması ve bağımlı değişkene ilişkin olarak hesaplanan olasılıkların [0-1] aralığının dışına çıkması gibi sorunlarla karşılaşmaktadır. Bunun sonucu olarak, en küçük kareler yöntemiyle yapılan parametre tahminleri eğilimsiz olmasına rağmen, varyansların eşit olmaması nedeniyle etkin değildir¹¹. Öte yandan çoğu kez R^2 değerinin 0,2 – 0,6 arasında olması sebebiyle R^2 model belirlemede uygun bir kriter olarak kabul edilememektedir¹².

Bağımlı değişkene bağlı olarak hata paylarının binom dağılımı göstermesi, normal dağılım varsayımı altında kullanılabilen hipotez testlerinin uygulanabilirliğini zedelemektedir. Ancak, gözlem sayısının yüksek olması halinde normal dağılıma yaklaşım kabul edilebileceğinden, bu sakınca kısmen de olsa ortadan kaldırılabilmektedir¹³.

Doğrusal olasılık modelinin en önemli zayıflığı, bağımsız değişkenlere bağlı olarak bağımlı değişken için tahmin edilen $E(Y_i/X_i)$ koşullu beklenen değerinin bir olasılık değeri ifade etmesine rağmen [0-1] aralığının dışına çıkabilmesidir¹⁴. Oysa, bildiği gibi olasılık, 0 ile 1 arasında değer almakta ve bu sınırların dışına çıkması mümkün olmamaktadır.

Sayılan bu sakıncalar, doğrusal olasılık modelinin nitel bağımlı değişkenlere ilişkin çözümlemelerde kullanılmasını kısıtlamaktadır. Bu sakıncaları ortadan kaldırmak üzere, doğrusal olasılık modeline alternatif olarak doğrusal olmayan olasılık modelleri geliştirilmiştir.

Doğrusal olmayan olasılık modelleri ise, Probit Model, Logit (Lojistik) Model ve Probit Modelin bir uzantısı olan Tobit Model olmak üzere üçe ayrılmaktadır. Logit, lojistik olasılık biriminin; probit¹⁵ ise olasılık biriminin kısaltılmış biçimidir. Öte yandan, probit ilk geliştirilen doğrusal olmayan olasılık modelidir.

Bizim uygulama çalışmamızda lojistik regresyon tekniği kullanıldığından bu tekniğe ayrıntılı olarak değinilecektir.

3. Lojistik Regresyon Modeli (Logit Model):

Kalitatif tercih modelleri arasında en çok kullanılan lojistik model olup, probit model gibi, $0 \leq E(Y_i/X_i) \leq 1$ koşulunu sağlamak için geliştirilmiştir. Bağımlı değişkenin iki durumlu özellik taşıdığı bir doğrusal olmayan olasılık modeli olarak logit model;

$$P_i = E(Y_i = 1 / X_i) = (e^{\beta_0 + \beta_1 X_i}) / (1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X_i}) \quad (4)$$

veya;

$$P_i = E(Y_i = 1 / X_i) = 1 / (1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_i)}) \quad (5)$$

denklemleri ifade edilir¹⁶.

Bağımsız değişkenlerin birden fazla- örneğin k adet- olması durumunda ise;

$$Z_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} \quad (6)$$

şeklinde ve Z_i , bağımsız değişkenlerin doğrusal kombinasyonunu göstermek üzere;

$$P_i = E(Y_i=1 / X_i) = e^{z_i} / (1 + e^{z_i}) \quad (7)$$

veya;

$$P_i = E(Y_i=1 / X_i) = 1 / (1 + e^{-z_i}) \quad (8)$$

şeklinde tanımlanır ve bu denklem kümülatif lojistik dağılım fonksiyonu olarak bilinir¹⁷. Denklemden yer alan β_0 ve β_1 verilerden hareketle tahmin edilen parametreleri, X_{ij} 'ler bağımsız değişkenleri ve e ise doğal logaritma tabanını ($e=2,718$) ifade etmektedir. Dolayısıyla P_i , (açıklayıcı değişken) X_i veri iken bireyin belirli bir seçimi yapma olasılığını göstermektedir.

Buradaki Z_i değişkeni $-\infty$ ile $+\infty$ arasında değerler aldıkça, P_i de 0 ile 1 arasında değerler alacak ve P_i ile Z_i arasındaki ilişki doğrusal olmayacaktır. Böylece, bireyin belirli bir seçimi yapma olasılığının (P_i) 0 ile 1 arasında olması ve Z_i ile P_i arasındaki ilişkinin doğrusal olmaması şartları sağlanmış olmaktadır.

Öte yandan,

$$\frac{P_i}{1-P_i} = e^{z_i} \quad (9)$$

oranı yardımıyla lojistik fonksiyon doğrusal regresyon analizinde kullanılabilir. Doğal logaritma alınarak;

$$L_i = \ln(e^{z_i}) = Z_i = \ln[P_i/(1-P_i)] \quad (10)$$

elde edilir ve L_i değerleri doğrusaldır. Modelin bu şekilde doğrusallaştırılması tahmin için büyük kolaylık sağlamaktadır. Logit modeli de hata terimleri gibi binom dağılımlı olduğundan değişen varyansa sahiptir. Logit modelinin başlıca özellikleri şu şekilde sıralanabilir¹⁸:

- Olasılık değerlerini ifade eden P_i değerleri 0'dan 1'e giderken logit değerleri yani L_i 'ler, Z_i değerleri gibi $-\infty$ 'dan $+\infty$ 'a değişir. Bu nedenle, olasılık değerleri 0-1 arasında olmak zorundadır. Ancak, logit değerleri için bir sınırlama söz konusu değildir.

- L_i , X_{jk} bağımsız değişkenine göre doğrusal olarak, olasılık değeri P_i doğrusal değildir.

Diğer doğrusal olmayan olasılık modeli olan probit model, kümülatif normal dağılıma, logit model ise kümülatif lojistik dağılıma dayanmaktadır. Kümülatif lojistik dağılım ile kümülatif normal dağılım birbirine benzemekte olup, aralarındaki en önemli fark kümülatif lojistik fonksiyonun kuyruk kısmının daha kalın olmasıdır. Uygulamada hesabın daha kolay olması bakımından lojistik modelin tercih edildiğini görüyoruz.

Logit ya da lojistik regresyon modeli, doğrusal diskriminant analizi için de bir alternatif oluşturmaktadır. Diskriminant analizinin uygulanabilmesi için gerekli olan, verilerin çok değişkenli normal dağılması ve grupların ortak varyans-kovaryans matrisli olması koşulları genel olarak sağlanamamaktadır. Oysa, lojistik regresyon modeli diskriminant analizinden farklı olarak bu varsayımlara ihtiyaç göstermemekte ve bu sebeple daha geniş bir kullanım alanına sahip olmaktadır¹⁹. Ancak, yine de, bu varsayımların gerçekleşmesi halinde lojistik regresyon modeliyle yapılacak parametre tahminlerinin daha kararlı (stable) olacağı kabul edilmektedir. Bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı bulunmaması koşulu, çok değişkenli regresyon modelinde olduğu gibi lojistik regresyon modeli için de gereklidir. Zira, çoklu doğrusal bağlantı bulunması durumunda parametre tahminleri eğilimli olmakta ve standart hatalar büyümektedir²⁰.

Öte yandan, lojistik regresyon modelinde, sürekli bağımsız değişkenlerin yer alması durumunda, bu tür katsayılardan alınan bilginin sınırlı kaldığı ve bu nedenle, sürekli ve nominal değişkenlerin kategorik hale getirilerek modele dahil edilmesinin daha iyi sonuçlar verdiği ifade edilmektedir²¹.

Bu başlık altında son olarak, lojistik regresyon denklemi ile tahmin edilen parametrelerin nasıl yorumlanacağı üzerinde durmakta yarar vardır.

Daha önce de değinildiği gibi, lojistik regresyon modeli,

$$P_i = E(Y_i = 1 / X_i) = 1 / (1 + e^{-z_i}) \quad (11)$$

denkleminde ifade edilmektedir. Lojistik regresyon modeli, k adet bağımsız değişken bulunması durumunda,

$$Z_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} \quad (12)$$

şeklinde tahmin edilip, formülde yerine konularak X_i 'lerin belirli değerleri için Y değişkeninin olasılıkları hesaplanabilir.

Lojistik regresyon modelinin katsayıları, klasik regresyon modelinden farklı olarak yorumlanmaktadır. Bilindiği gibi, klasik çoklu regresyon modelinde, her bir katsayı ait olduğu değişkenin bir birim değişmesi durumunda, bağımlı değişkenin ne kadar değişeceğini gösterir. Oysa, lojistik regresyon modelini;

$$\ln[P_i/(1-P_i)] = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} \quad (13)$$

biçiminde gösterirsek, her bir katsayı ait olduğu değişkende meydana gelecek bir birimlik değişiminin;

$$\ln(Y_i \text{nin gerçekleşme olasılığı} / Y_i \text{nin gerçekleşmeme olasılığı})$$

biçiminde ifade edilen olasılığın doğal logaritmasında ortaya çıkaracağı değişme şeklinde yorumlanacaktır. Başka bir deyişle, regresyon katsayılarının herbiri, bağımlı değişkenin değeri 0'dan 1'e geçtiğinde, diğer bağımsız değişkenlerin değeri sabit tutulursa, olasılık oranının logaritmasında meydana gelecek değişmeyi göstermektedir. Sabit katsayının ise bir anlamı yoktur²².

4. Lojistik Regresyonda Çözüm Yöntemi

Klasik doğrusal regresyon çözümlemesinde genel olarak en küçük kareler yöntemi tercih edilmektedir. Bilindiği gibi; bu yöntem, gözlenen değerlerle, regresyon denklemi ile tahmin edilen değerler arasındaki farkların kareleri toplamını minimize etmeyi amaçlar ve bu nedenle de “En Küçük Kareler Yöntemi” olarak adlandırılır.

Lojistik regresyon çözümlemesinde ise parametre tahminleri daha çok “En Çok Benzerlik Yöntemi” ile yapılır²³.

En çok benzerlik yöntemi, gözlenen değerlere en çok benzeyen sonuçlara ulaşmayı amaçlayan bir çözüm tekniği olup, çözüme iterasyonlarla ulaşır. En çok benzerlik yönteminde sonuçtan nedene, geriye doğru gidiş vardır. Örnek çekildikten sonra, geriye doğru dönülerek bu örneğin çekilme olasılığını maksimum yapan parametre tahmininin değeri araştırılmaktadır²⁴.

En çok benzerlik yöntemi, tesadüfi değişkenlerin (yani örnek birimlerinin) birleşik olasılık dağılımından oluşan ve en çok benzerlik fonksiyonu olarak adlandırılan bir fonksiyonu temel alır. Örneğin, n adet birim içeren örnek için örnek gözlem değerleri (y_1, y_2, \dots, y_n) ile (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) tesadüfi değişkenleri ilişkilendirilir. Y_i 'lerin birbirinden bağımsız olduğu varsayımı altında, birleşik olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$g(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) = \prod_{i=1}^n f_i(Y_i) \quad (14)$$

$$= \prod_{i=1}^n P_i^{Y_i} (1 - P_i)^{1-Y_i}$$

$$f_i(Y_i) = P_i^{Y_i} (1 - P_i)^{1-Y_i}; \quad Y_i = 0,1; \quad i = 0,1,2, \dots, n$$

biçiminde yazılabilir.

En çok benzerlik yönteminde tahmin ediciler ($\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots$) en çok benzerlik fonksiyonunun logaritmasını maksimize ederek bulunmaktadır. Şöyle ki; en çok benzerlik yönteminde Y 'lerin olasılığının olabildiğince yüksek olması amaçlandığından, en çok benzerlik fonksiyonunun maksimumunun bulunması gerekir. Bunun için, her parametreye göre, fonksiyonun kısmi türevi alınıp sifıra eşitlenir.

En çok benzerlik fonksiyonu daima pozitif olup, monoton artan özellik gösterdiğinden, maksimum benzerlik fonksiyonu yerine, doğal logaritmasının kullanılması çözümü kolaylaştıracaktır²⁵.

Böylece,

$$g(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) = \ln \left[\prod_{i=1}^n P_i^{Y_i} (1 - P_i)^{1 - Y_i} \right] \quad (15)$$

$$= \sum_{i=1}^n Y_i \ln(P_i) + \sum_{i=1}^n (1 - Y_i) \ln(1 - P_i) \quad (16)$$

$$= \sum_{i=1}^n Y_i \ln \left[\frac{P_i}{1 - P_i} \right] + \sum_{i=1}^n \ln(1 - P_i) \quad (17)$$

ve $\ln [P_i/(1 - P_i)] = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i$ olduğundan,

$$g(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) = \sum_{i=1}^n Y_i (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i) - \sum_{i=1}^n \ln [1 + e^{(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i)}] \quad (18)$$

biçiminde yazılabilir²⁶.

En çok benzerlik yöntemiyle parametreler, bu fonksiyonun $\hat{\beta}_0$ ve $\hat{\beta}_1$ 'e göre kısmi türevleri alınır sıfıra eşitlenerek tahmin edilmektedir²⁷.

5. Lojistik Regresyonda Hipotez Testleri:

5.1. Wald Testi

Örnek hacminin yeterince büyük olması durumunda, lojistik regresyon denklemi ile tahmin edilen β_i katsayılarının sıfıra eşit olduğu biçimindeki hipotezler “Wald istatistiği” ile test edilir. Dolayısıyla Wald testi, klasik regresyon analizinde modelde yer alan her parametrenin teker teker test edilmesinde kullanılan t testinin lojistik regresyondaki karşılığıdır.

Wald testinde test istatistiği,

$$W = \text{Wald}_{\text{hes}} = (\hat{\beta}_i / S_{\hat{\beta}_i})^2 \quad (19)$$

formülüyle hesaplanmaktadır.

Wald istatistiği, 1 serbestlik dereceli χ^2 dağılımı göstermektedir. Wald testi, özellikle örnek hacminin yeterince büyük olması durumunda anlam kazanmaktadır²⁸.

5.2. En Çok Benzerlik Oranı Testi (Likelihood Ratio Test)

En çok benzerlik oranı testi, yalnız en çok benzerlik yöntemiyle yapılan parametre tahminlerinde kullanılan bir testtir. Daha önce de ifade ettiğimiz gibi R^2 , lojistik regresyon modelinde bir uygunluk kriteri olarak kullanılamamaktadır. En çok

benzerlik oranı testi, modelin genelini, yani sabit dışındaki tüm parametreleri, bir arada test etmekte ve dolayısıyla, klasik regresyon analizindeki F testine karşılık gelmektedir.

En çok benzerlik oranı test istatistiği,

$$LR = -2 \ln L_0/L_i = (-2 \ln L_0) - (-2 \ln L_i) \quad (20)$$

$$= -2(\ln L_0 - \ln L_i) \quad (21)$$

şeklinde hesaplanır²⁹.

Formülde yer alan L_i değeri, en çok benzerlik fonksiyonunun değeridir. L_0 ise, sabit hariç bütün katsayılar sıfır iken en çok benzerlik fonksiyonunun maksimum değeridir.

Sabit parametre dışında, modelde yer alan tüm değişkenlere ilişkin parametrelerinin sıfıra eşit olduğu, başka bir deyişle anlamsız olduğu biçimdeki H_0 hipotezi, hesaplanan test istatistiği $\chi^2_{(k-1)}$, α kritik değeri ile karşılaştırılarak karar verilmektedir.

6. Uygulama

Çalışmamızda, tüketicilerin alışverişleri sırasında fiyat unsuruna ne derece dikkat ettiğini ortaya koymak üzere, süpermarket alışverişleri sırasında raflarda yer alan benzer ürünlerin fiyatları arasında karşılaştırma yapıp yapmamaları ile yaş, cinsiyet, eğitim seviyesi, medeni durum ve sosyo-ekonomik statü arasında, öte yandan, aynı değişkenler ile tüketicilerin bir ürünün çeşitli marketlerdeki fiyatları arasında karşılaştırma yapıp yapmamaları arasında ilişki olup olmadığı tespit edilmeye çalışılmıştır.

Bu amaçla ilk olarak, tüketicilerin market raflarında yer alan benzer ürünlerin fiyatları arasında karşılaştırma yapıp yapmaması ile diğer tüm değişkenler arasında lojistik regresyon modeli oluşturulmuş ve aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir:

Y=	-1,758+0,525 Cns	-0,260Yaş	+ 0,472MDurum	-0,058Eğitim	-0,190 S.Ek.statü
Wald:	(5,415)	(6,614)	(7,363)	(3,827)	(0,250) (3,666)
Anlamlılık					
Seviyesi:	(0,020)	(0,010)	(0,007)	(0,050)	(0,617) (0,056)
Exp($\hat{\beta}_i$)	(0,172)	(1,690)	(0,771)	(1,602)	(0,943) (0,827)

Doğru sınıflama oranı: %87,0

Hosmer-Lemeshow test istatistiği: 6,085 ve anlamlılık seviyesi: 0,638

-2log likelihood : 750,258

Cox-Snell R^2 : 0,237

Nagelkerke R^2 : 0,351

Yukarıda verilen sonuçlar incelendiğinde, cinsiyet, yaş, medeni durum ve sosyo-ekonomik statü değişkenlerinin tüketicinin market raflarında yer alan benzer ürünler arasında fiyat karşılaştırması yapıp yapmaması üzerinde etkili olduğu anlaşılmaktadır. Öte yandan, eğitim seviyesini gösteren değişkenin ise bağımlı değişken üzerinde etkili olmadığı görülmektedir. Bunun sonucu olarak, eğitim değişkeni model dışında tutularak anlamlı bulunan değişkenler ile yeni bir model oluşturulmuş ve aşağıdaki sonuçlara ulaşılmıştır:

Y=	-2,075	+0,490 Cns	-0,242Yaş	+ 0,477MDurum	-0,139 S.Ek.statü	
Wald:	(17,871)	(5,847)	(6,502)	(4,210)	(3,280)	
Anlamlılık						
Seviyesi:	(0,000)	(0,016)	(0,011)	(0,040)	(0,070)	
Exp($\hat{\beta}_i$) ³⁰	(0,126)	(1,632)	(0,785)	(1,612)	(0,870)	

Yukarıdaki sonuçlar incelendiğinde, modelde yer alan tüm parametrelerin anlamlı olduğu görülmektedir. Öte yandan modelin genel performansını belirlemede kullanılan istatistikler ise aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

Doğru sınıflama oranı: %86,8

Hosmer-Lemeshow test istatistiği: 7,731 ve anlamlılık seviyesi: 0,460

-2log likelihood : 761,267

Cox-Snell R²: 0,236

Nagelkerke R²: 0,345

R² sonuçlarına göre, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama oranı düşük olmakla beraber, model %86,8 oranında doğru sınıflama yapmaktadır. Modelin performansını sınamada kullanılacak testlerden biri de Hosmer-Lemeshow testidir. Bu test, verileri, yaklaşık olarak 10 eşit gruba ayırarak, her bir grubun gözlenen ve beklenen frekanslarını karşılaştırmak suretiyle aradaki farkın anlamlı olup olmadığını test etme esasına dayanmaktadır. Başka bir deyişle, gözlenen ve beklenen frekanslara χ^2 testi uygulanmakta ve aralarında farklılık olup olmadığı test edilmektedir. Öte yandan, veriler on gruba ayrılarak değerlendirildiğinden Hosmer-Lemeshow testinin gözlem sayısının fazla olması durumunda anlamlı sonuçlar verdiğini de belirtmek isteriz³¹. Uygulamamız 1000 tüketici ile gerçekleştirilen anket çalışmasına dayandığından, çalışmamızın veri büyüklüğü adı geçen testin kullanımı bakımından yeterlidir.

Modelde Hosmer-Lemeshow test istatistiği, 7,731 olarak hesaplanmış ve 0,460 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Bu sebeple, grupların gözlenen ve beklenen

frekansları arasında fark olmadığına dair kurulan hipotezi kabul etmek gerekecektir. Diğer deyişle, yukarıdaki model kullanılarak tahmin edilen beklenen frekanslar ile gözlenen frekanslar birbirine uyumlu gözükmektedir.

Bu model, bağımlı değişkendeki değişmeleri açıklama oranı düşük olmakla beraber, diğer testlerde iyi sonuçlar vermesi sebebiyle başarılı kabul edilmiş ve yorumlanmaya çalışılmıştır.

Modele göre tüketicinin cinsiyeti, fiyat bilinci üzerinde etkili bir değişkendir ve kadınlar, erkeklere oranla market alışverişleri sırasında benzer ürünler arasında fiyat karşılaştırması yapma eğilimi içindedirler. Kadınlar erkeklere oranla 1,632 kat daha fazla bu karşılaştırmayı yapmaktadırlar.

Modelde, tüketicinin yaşını gösteren değişkene ilişkin parametre $-0,242$ olarak tahmin edilmiştir. Dolayısıyla, tüketicinin yaşı ilerledikçe benzer ürünler arasında fiyat karşılaştırması yapma eğilimi artmaktadır. İleri yaştaki tüketiciler, genç yaştakilere oranla ortalama olarak $0,785$ kat daha fazla fiyat karşılaştırması yapmaktadır.

Tüketicinin medeni durumunu ifade eden değişkenin parametresi ise, $0,477$ olarak tahmin edilmiştir. Buna göre evliler, bekarlara kıyasla daha fazla fiyat karşılaştırması yapmaktadır. Nitekim, evlilerde benzer ürünlerde fiyat karşılaştırması yapma eğilimi bekarlara oranla $1,612$ kat daha fazla görülmektedir.

Tüketicinin sosyo-ekonomik statüsünü gösteren değişkenin parametresi ise $-0,139$ olarak tahmin edilmiştir. Buna göre, tüketicinin sosyo-ekonomik statüsü düştükçe, benzer ürünler arasında fiyat karşılaştırması yapma olasılığı artmaktadır. Düşük sosyo-ekonomik statüde yer alan tüketiciler, diğerlerine oranla ortalama olarak $0,870$ kat daha fazla bu karşılaştırmayı yapmaktadır.

Bağımsız değişkenlerin ikiden fazla kategori içermesi halinde, her kategorinin bağımlı değişken üzerindeki etkisini ayrı ayrı görebilmek mümkündür. Çok kategorili değişkenlerin ayrıntılı olarak incelenebilmesi için, kategori sayısından bir eksik yeni bir kodlama işlemi yapılmaktadır. Örneğin, bizim çalışmamızda yaş değişkeni 5 kategoriden oluşmaktadır. Bu tür bir analiz yapabilmek için aşağıdaki gibi bir kodlama işlemi uygun olacaktır³²:

	<u>Eski kodlama</u>	<u>Yeni kodlama</u>			
16-20 yaş grubu	1	1	0	0	0
21-25 yaş grubu	2	0	1	0	0
26-30 yaş grubu	3	0	0	1	0
31-40 yaş grubu	4	0	0	0	1
41 + yaş grubu	50	0	0	0	0

Yukarıdaki kodlama işlemi son kategori referans alınarak yapıldığından, değişkenlere ilişkin parametrelerin yorumu da son kategoriye göre yapılacaktır³³.

Daha önce anlamlı bularak yorumladığımız modelde yer alan cinsiyet ve medeni durum dışındaki değişkenler çok kategorili olduğundan, her kategoriye ilişkin ayrıntılı analiz yapabilmek için yukarıda bahsettiğimiz biçimde bir çözüme gidilmiş ve aşağıdaki sonuçlara ulaşılmıştır:

	$\hat{\beta}_i$	<u>Wald</u>	<u>Anlamlılık</u> <u>Seviyesi</u>	<u>Exp($\hat{\beta}_i$)</u>
Sabit	-3,432	23,795	0,000	0,032
Cinsiyet	0,476	5,418	0,020	1,609
Yaş		11,888	0,018	
Yaş(1)	1,176	7,623	0,006	3,241
Yaş(2)	0,821	5,162	0,023	2,273
Yaş(3)	-0,146	0,177	0,674	0,864
Yaş(4)	0,259	1,166	0,280	1,295
Medeni durum	0,480	3,951	0,047	1,616
S.Ek. Statü		10,580	0,032	
S.Ek.Statü(1)	0,318	0,926	0,336	1,374
S.Ek.Statü(2)	-0,133	0,160	0,689	0,875
S.Ek.Statü(3)	-0,475	2,068	0,150	0,622
S.Ek.Statü(4)	-0,471	1,920	0,166	0,625

Doğru sınıflama oranı : %86,8

Hosmer-Lemeshow test istatistiği: 4,224 ve anlamlılık seviyesi: 0,836

-2log likelihood : 747,874

Cox-Snell R^2 :0,268

Nagelkerke R^2 : 0,396

Çok kategorili olan yaş ve sosyo-ekonomik statü değişkenlerinin, her kategorisini ayrı olarak değerlendirmeye olanak sağlayan yukarıdaki modelin sonuçları incelendiğinde, yaş değişkeninin 1 değerini aldığı 16-20 yaş grubunda alışveriş sırasında fiyata çok fazla dikkat edilmediği anlaşılmaktadır. Nitekim, bu özellikte bir tüketici, ileri yaş grubundakilere kıyasla 3,241 kat daha fazla fiyata dikkat etmemektedir. Benzer eğilim, 21-25 yaş grubu içinde geçerli olmakla beraber bu yaş grubunda ileri yaştakilere kıyasla 2,273 kat daha fazla fiyata dikkat edilmemektedir.

Sosyo-ekonomik statü değişkeni açısından değerlendirildiğinde özellikle alt gruplarda fiyata dikkat etme eğiliminin daha fazla olduğu görülmektedir.

Tüketicilerin fiyat bilincini ortaya koymak amacıyla, süpermarketlerin fiyatları arasında karşılaştırma yapıp yapmadıkları da incelenmiştir. Marketler arasında fiyat karşılaştırması yapma ve yapmama ile tüketicinin cinsiyeti, yaşı, eğitim seviyesi,

medeni durumu ve sosyo-ekonomik statüsü yanında market alışverişlerinde fiyata dikkat edip etmemesi de modele açıklayıcı değişken olarak alınmış ve aşağıdaki sonuçlara ulaşılmıştır:

	$\hat{\beta}_i$	<u>Wald</u>	<u>Seviyesi</u>	<u>Exp($\hat{\beta}_i$)</u>
Sabit	-4,666	41,009	0,000	0,009
Cinsiyet	0,428	5,845	0,016	1,534
Yaş	-0,063	0,585	0,444	0,939
Medeni Durum	0,032	0,026	0,871	1,033
Eğitim	0,264	6,451	0,011	1,302
S.Ek. Statü	-0,089	1,056	0,304	0,915
Market	2,261	110,567	0,000	9,588
Alışverişlerinde Fiyata Dikkat Edip Etmeme				

Doğru sınıflama oranı: %80,8

Hosmer-Lemeshow test istatistiği: 3,149 ve anlamlılık seviyesi: 0,925

-2log likelihood : 941,183

Cox-Snell R² : 0,225

Nagelkerke R²: 0,313

Yukarıdaki sonuçlar incelendiğinde tüketicinin, cinsiyeti, eğitim seviyesi ve market raflarında yer alan benzer ürünlerin fiyatlarını karşılaştırıp karşılaştırmaması dışındaki değişkenlerin, marketler arasında fiyat karşılaştırması yapıp yapmamaları üzerinde etkili olmadığı görülmektedir. Anlamsız olduğu tespit edilen değişkenler model dışında bırakılarak yapılan çözüme ilişkin sonuçlar ise aşağıda gösterilmiştir:

Y=-5,293 + 0,405Cns + 0,334Eğitim + 2,284 Benzer ürün. fiyat karş.yapma

Wald (151,762) (5,388) (18,341) (114,253)

Anlamlılık

Seviyesi (0,000) (0,020) (0,000) (0,000)

Exp($\hat{\beta}_i$) 0,005 1,499 1,397 9,814

Doğru sınıflama oranı: %80,3

Hosmer-Lemeshow test istatistiği: 2,852 ve anlamlılık seviyesi: 0,898

-2log likelihood : 942,788

Cox-Snell R² :0,224

Nagelkerke R²: 0,312

Yukarıdaki sonuçlar incelendiğinde, modelde yer alan tüm değişkenlerin anlamlı olduğu görülmektedir. Buna göre, kadınlar erkeklere kıyasla marketler arasında daha fazla fiyat karşılaştırması yapmaktadır. Başka bir deyişle, kadınlar erkeklere oranla 1,499 kat daha fazla marketler arasındaki fiyat değişmelerini takip etmektedirler.

Öte yandan, eğitim seviyesi yükseldikçe, marketler arasında fiyat karşılaştırması yapmama eğilimi artmaktadır.

Market alışverişleri sırasında benzer ürünler arasında fiyat karşılaştırması yapan tüketicilerin, marketler arasında da fiyat karşılaştırması yapma eğilimi içinde olduğu anlaşılmaktadır. Nitekim, market alışverişleri sırasında benzer ürünler arasında fiyat karşılaştırması yapan tüketicilerde, marketler arasında da fiyat karşılaştırması yapma eğilimi 9,814 kat daha fazla görülmektedir.

Son olarak, eğitim seviyesi çok kategorili bir değişken olduğundan ayrıntılı olarak ele alınmış ve aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir:

	$\hat{\beta}_i$	Wald	Anlamlılık Seviyesi	Exp($\hat{\beta}_i$)
Sabit	-3,934	115,910	0,000	0,020
Cinsiyet	0,404	5,344	0,021	1,497
Eğitim		18,659	0,000	
Eğitim(1)	-0,983	15,760	0,000	0,374
Eğitim(2)	-0,724	7,789	0,005	0,485
Eğitim(3)	-0,377	3,476	0,053	0,686
Market	2,283	114,263	0,000	9,806
Alışverişlerinde Fiyata Dikkat Edip Etmeme				

Doğru sınıflama oranı: %80,3

Hosmer-Lemeshow test istatistiği: 2,249 ve anlamlılık seviyesi: 0,945

-2log likelihood : 942,676

Cox-Snell R² :0,351

Nagelkerke R²: 0,462

Bu sonuçlara göre, yüksek eğitim seviyelerine kıyasla, düşük eğitim seviyelerindeki tüketiciler (üniversite mezunlarına göre ilkokul (1), üniversite mezunlarına göre ortaokul (2), üniversite mezunlarına göre lise mezunları (3)) daha fazla fiyat karşılaştırması yapmaktadır. Başka bir deyişle, üniversite mezunlarına kıyasla ilkokul mezunları 0,374 kat, ortaokul mezunları 0,485 kat ve lise mezunları ise 0,686 kat daha fazla marketler arasında fiyat kıyaslaması yapmaktadır.

7. Sonuç

Çalışmamızda, tüketicilerin alışverişleri sırasında fiyat unsuruna ne derece dikkat ettiğini ortaya koymak üzere, süpermarket alışverişleri sırasında raflarda yer alan benzer ürünlerin fiyatları arasında karşılaştırma yapıp yapmamaları ile yaş, cinsiyet, eğitim seviyesi, medeni durum ve sosyo-ekonomik statü arasında, öte yandan, aynı değişkenler ile tüketicilerin bir ürünün çeşitli marketlerdeki fiyatları arasında karşılaştırma yapıp yapmamaları arasında ilişki olup olmadığı tespit edilmeye çalışılmış ve aşağıdaki sonuçlara ulaşılmıştır:

Tüketicinin cinsiyeti, fiyat bilinci üzerinde etkili bir değişkendir ve kadınlar erkeklere oranla market alışverişleri sırasında benzer ürünler arasında daha fazla fiyat karşılaştırması yapmaktadır.

Tüketicinin yaşı ve medeni durumu da fiyat bilinci üzerinde etkili olmaktadır. Buna göre, ileri yaş gruplarında yer alan tüketiciler genç yaş gruplarındakilere kıyasla daha fazla fiyat karşılaştırması yapmaktadır. Öte yandan, tüketicinin sosyo-ekonomik statüsü de fiyat bilinci üzerinde etkili bir diğer değişkendir ve tüketicinin sosyo-ekonomik statüsü düştükçe fiyat karşılaştırması yapma eğilimi artmaktadır.

Diğer yandan cinsiyet, marketler arasında fiyat karşılaştırması yapma üzerinde de etkili olmaktadır ve kadınlar erkeklere oranla bu anlamda daha fazla fiyat kıyaslaması yapmaktadır. Eğitim seviyesi de marketler arasında fiyat karşılaştırması yapma üzerinde etkili bir faktör olup, eğitim seviyesi yükseldikçe bu tür fiyat kıyaslaması yapma eğilimi azalmaktadır.

Market alışverişleri sırasında, benzer ürünlerin fiyatları arasında karşılaştırma yapan tüketiciler, marketler arasında da fiyat kıyaslaması yapmaktadır.

NOTLAR

-
- ¹ Cumhuriyet Gazetesi, 12 Nisan 2004, s.13.
 - ² Cumhuriyet Gazetesi, 17 Nisan 2004, s.12.
 - ³ ULUTÜRK, S., Süpermarket Alışverişlerinde Tüketicilerin Fiyat Bilinci, Maliye Araştırma Merkezi Konferansları 45. Seri, İstanbul, 2004, s. 56-76.
 - ⁴ Anket çalışmalarında deneklerin gelir düzeylerine ilişkin sorulara verdikleri cevapların gerçeği yansıtmaması nedeniyle, denegin eğitim durumu ve mesleğinden yola çıkılarak oluşturulan sosyo-ekonomik statüsünün kullanılması uygun görülmüştür. Bu sınıflamaya ilişkin tabloya ekte yer verilmiştir.
 - ⁵ AKIN, F., Kalitatif Tercih Modelleri Analizi, İstanbul, 1996, s.1.
 - ⁶ GENCELİ, M., Ekonometri ve İstatistik İlkeleri, Gözden geçirilmiş ilaveli ikinci baskı, Filiz Kitabevi, İstanbul, 2001, s.27-32.
 - ⁷ KMENTA, J., Element of Econometrics, Second Edition, Mc Millan Publishing Company, Newyork, 1990, s.161 ve 208.
 - ⁸ GUJARATI, D.N., Temel Ekonometri, Çev. Şenesen, Ü., Şenesen, G., Literatür Yayıncılık, İstanbul, 1999, s.102-105; Genceli, M., a.g.e., s.32.
 - ⁹ AKIN, F., a.g.e., s.3.
 - ¹⁰ GUJARATI, D.N., a.g.e., s.541-542.
 - ¹¹ GÜRİŞ, S., ÇAĞLAYAN, E., Ekonometri, Temel Kavramlar, Der Yayınları, İstanbul, 2000, s.655.
 - ¹² AKIN, F., Ekonometri II-Ders Notları, İstanbul, 1997, s.311.
 - ¹³ GUJARATI, D.N., a.g.e., s.542-543.

- ¹⁴ AMEMİYA, T., "Qualitative Response Models: A Survey", Journal of Economic Literature, Vol.XIX (December 1981), s.1483-1536.
- ¹⁵ Kümülatif normal dağılımdan çıkarılan model normit model olarak da bilinmektedir.
- ¹⁶ ÖZDAMAR, K., Paket Programlar ile İstatistiksel Veri Analizi, 4. Baskı, Kaan Kitabevi, Eskişehir, 2002, s.625.
- ¹⁷ İŞYAR, Y., Ekonometrik Modeller, Uludağ Üniversitesi Basımevi, 1994, s.267.
- ¹⁸ GÜRİŞ, S., ÇAĞLAYAN, E., a.g.e., s.659.
- ¹⁹ TATLİDİL, H., Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz, Engin Yayınevi, Ankara, 1997, s.289 ve 313.
- ²⁰ SPSS Professional Statistics, 7.5, s.1-2.
- ²¹ SPSS Professional Statistics, 7.5, s.49.
- ²² AKIN, F., a.g.e., s.28.
- ²³ RYAN, T., Modern Regression Methods, John Wiley & Sons Inc., 1997, s.258.
- ²⁴ GENCELİ, M., a.g.e., s.58.
- ²⁵ GENCELİ, M., a.g.e., s.63.
- ²⁶ Formüller için bakınız: Ryan, T., a.g.e., s.258-260; Tatlıdil, H., a.g.e., s.295-296.
- ²⁷ KOUTSOYIANNIS, A., Ekonometri Kuramı – Ekonometri Yöntemlerinin Tanıtımına Giriş, Çev.Şenesen, Ü., Şenesen, G., Teori Yayınları, Ankara, Ekim 1989, s.442-443.
- ²⁸ RYAN, T., a.g.e., s.269.
- ²⁹ BROWN, W.S., Introducing Econometrics, West Publishing Company, USA,1991, s.315.
- ³⁰ $\text{Exp}(\hat{\beta}_i)$ değerleri, odds ratio olarak değerlendirilmekte olup, Y olayının gerçekleşme olasılığının Y olayının gerçekleşmemesi olasılığına oranlanmasıyla hesaplanmaktadır. Dolayısıyla $\text{Exp}(\hat{\beta}_i)$ değerleri, Y değişkenin bağımsız değişken etkisiyle kaç kat daha fazla gözlenme olasılığına sahip olduğunu gösterir. β_i parametresinin anlamlı bulunması $\text{Exp}(\hat{\beta}_i)$ değerinin de anlamlı olduğunu ifade etmektedir.
- Bkz: Özdamar, K., a.g.e., s.625.
- ³¹ SPSS, Professional Statistics, 7.5, s.63-64.
- ³² SPSS paket programı bu işlemi "Categories" seçeneği ile otomatik olarak gerçekleştirmektedir.
- ³³³³ İlk kategoriyi referans olarak almak da mümkündür. Bu taktirde yorumlamalar ilk kategoriye göre yapılacaktır.Bkz: SPSS Professional Statistics 7.5, s.49-52.

KAYNAKLAR

- AKIN, F., Kalitatif Tercih Modelleri Analizi, İstanbul, 1996.
- AKIN, F., Ekonometri II-Ders Notları, İstanbul, 1997.
- AMEMİYA, T., Qualitative Response Models: A Survey, Journal of Economic Literature, Vol.XIX (December 1981), s.1483-1536.
- BROWN, W.S., Introducing Econometrics, West Publishing Company, USA,1991.
- CUMHURİYET GAZETESİ, 12 Nisan 2004, s.13.
- CUMHURİYET GAZETESİ, 17 Nisan 2004, s.12.
- GENCELİ, M., Ekonometri ve İstatistik İlkeleri, Gözden geçirilmiş ilaveli ikinci baskı, Filiz Kitabevi, İstanbul, 2001.
- GUJARATI, D.N., Temel Ekonometri, Çev. Şenesen, Ü., Şenesen, G., Literatür Yayıncılık, İstanbul, 1999.
- GÜRİŞ, S., ÇAĞLAYAN, E., Ekonometri, Temel Kavramlar, Der Yayınları, İstanbul, 2000.
- İŞYAR, Y., Ekonometrik Modeller, Uludağ Üniversitesi Basımevi, 1994.
- KMENTA, J., Element of Econometrics, Second Edition, Mc Millan Publishing Company, Newyork, 1990.

- KOUTSOYIANNIS, A., Ekonometri Kuramı – Ekonometri Yöntemlerinin Tanıtımına Giriş, Çev.Şenesen, Ü., Şenesen, G., Teori Yayınları, Ankara, Ekim 1989.
- ÖZDAMAR, K., Paket Programlar ile İstatistiksel Veri Analizi, 4. Baskı, Kaan Kitabevi, Eskişehir, 2002.
- RYAN, T., Modern Regression Methods, John Wiley & Sons Inc., 1997.
- SPSS Professional Statistics 7.5.
- TATLIDİL, H., Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz, Engin Yayınevi, Ankara, 1997.
- ULUTÜRK, S., “Süpermarket Alışverişlerinde Tüketicilerin Fiyat Bilinci”, Maliye Araştırma Merkezi Konferansları 45. Seri, İstanbul, 2004.

EK: SOSYO-EKONOMİK YAPININ BELİRLENMESİNDE KULLANILAN TABLO
HANE HALKI REİSİ EĞİTİM

HANE MESLEK	HALKI REİSİ	İlkokul mezunu	Ortaokul mezunu	Lise mezunu	Üniversite Mezunu
----------------	----------------	-------------------	--------------------	----------------	----------------------

KENDİ HESABINA ÇALIŞANLAR

Profesyonel meslek sahipleri (Doktor, avukat, mali müşavir mimar, mühendis vb.)					A
Küçük esnaf (Bakkal, manav, kasap, balıkçı, büfe vb.)			C2	C1	C1
Büyük esnaf (Mağaza, butik sahibi vb.)	C2		C1	B	A
Tüccar, ithalatçı, ihracatçı, dayanıklı tüketim malları ve oto bayileri, toptancılar	C2		C1	B	A
Sanayici , fabrikatör (üretim yapan tesis sahibi)	C1		B	A	A
Çiftçi, balıkçı (büyük motorla çalışan)			C2	C1	B

ÜCRETLİ ÇALIŞANLAR

Profesyonel meslek sahipleri (Doktor, avukat, mali müşavir mimar, mühendis vb.)					B
Üst düzey yönetici (Yanında 1-5 kişi çalıştıran)			C2	C1	B
Üst düzey yönetici (Yanında 6 veya daha fazla kişi çalıştıran)			C1	B	A
Orta düzey yönetici Yanında 1-5 kişi çalıştıran)			C2	C1	C1
Orta düzey yönetici (Yanında 6 veya daha fazla kişi çalıştıran)			C2	C1	B
Memur veya büro elemanı			C2	C2	C1
Vasıflı işçi			C2	C2	C1
Vasıfsız işçi			C2		

ÇALIŞMAYANLAR

İrad, rant sahibi (Kira, faiz, borsa geliri)	C2	C1	B	A
--	----	----	---	---