

172373

280

ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİ İLE TALEP ANALIZI
(TÜRKİYE'DE YERLİ BİNEK OTOMOBİLİ TALEBİ
ÜZERİNE BİR DENEME)

Yıldız Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü'nce
"FEN DOKTORU"

ünvanı verilmesi için kabul edilen tezdır.

Aziz TÜTER

Tezin Enstitü'ye verildiği tarih: 9.9.1982

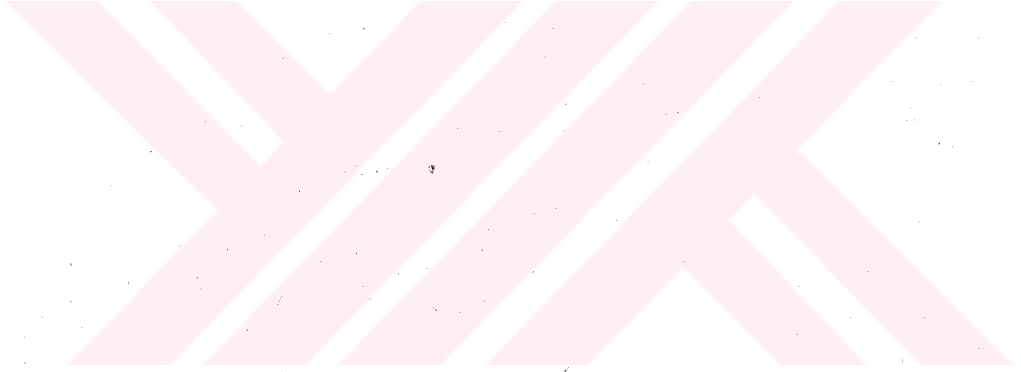
Tezin savunulduğu tarih : 16.12.1982

Doktora Yöneticisi : Prof.İbrahim SEZGİNMAN (Y.Ü.)

Jüri Üyesi : Prof.Dr.Mükerrem HIÇ (İ.Ü.)

Jüri Üyesi : Doç.Behiç ÇAÇAL (Y.Ü.)

İstanbul,1984



Doktoramı yöneten ve çalışmalarında yakın ilgisini esirgemiye
hocam sayın Prof. İbrahim SEZGINMAN'a ayrıca değerli destek ve
teşviklerini gördüğüm Doç. Dr. İlker BİRDAL'a teşekkürlerimi
sunarım.

İÇİNDEKİLER

ÖZET	I
SUMMARY -----	II

BÖLÜM: I. ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİ -----	1
A. ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNİN KURAMSAL TEMELİ -----	1
1. Yöntemin Tanımı ve Varsayımlar -----	1
2. Parametrelerin En Küçük Kareler Yöntemiyle Kestirimi -----	3
3. Ortalama ve Varyans -----	4
4. Anlamlılık Testleri -----	10
B. ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNDE KARŞILAŞILAN SORUNLAR-----	13
1. Multikollinearite-----	13
2. Kalıntıların Yarattığı Sorun -----	15
C. ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNİN TALEP ANALİZ ARACI OLARAK KULLANILMASI -----	25
1. Talebin Matematiksel Tanımı -----	25
2. Çoklu Regresyon Yönteminin Talep analiz Aracı olarak Kullanılma Nedeni -----	28

BÖLÜM: II.ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNİN TÜRKİYE'DE YERLİ BİNEK OTOMOBİLİ TALEBİNE UYGULANMASI -----	30
A. BAĞIMLI VE BAĞIMSIZ DEĞİŞKENLER -----	30
1. Bağımlı Değişken (Talep)-----	30
2. Muhtemel Bağımsız Değişkenler -----	34
3. Talebi Etkileyen Değişkenlerin Seçimi -----	51
4. Türkiye'deki Yerli Binek Otomobilî Talep Denklemının Bulunması -----	55

SONUÇ -----	66
-------------	----

KAYNAKLAR -----	68
-----------------	----

ÖZGEÇMİŞ -----	72
----------------	----

u çalışmanın içeriği, çoklu regresyon yönteminin talep analizi aracı k kullanılmasının teorik açıklaması ve bu yöntem yardımı ile 1971 - yılları arasında Türkiye'deki yerli binek otomobili talebini etkile- aktörlerin analizi hakkında bir denemeyi (araştırmayı) kapsamaktadır.

irinci bölümde, çoklu regresyon yönteminin tanımı verilmekte, varsa- rı, parametrelerin tahmini, tahminlerin anlamlılık dereceleri ile mde karşılaşılan teorik sorunlar tartışılmaktadır. Daha sonra, teorik aması yapılan yöntemin, talep analizi aracı olarak kullanılmasının ge- si anlatılmaktadır.

kinci bölüm, birinci bölündeki teorik açıklamaların uygulanmasını ektedir. Bu bölümde, öncelikle bağımlı ve bağımsız değişkenlerin seçi- pılmakta, daha sonra "F O R T R A N IV" bilgisayar diline göre hazır- olduğum program yardımı ile 1971-81 yılları arasında (1971-81 dahil) ye'deki yerli binek otomobili talebi analiz edilmekte ve talep fonksi - elde edilerek irdelenmektedir.

esaplamalar sonucunda, yerli binek otomobili talep fonksiyonu;

$$1 = - 54073.88 + 1.134 x_2 - 41653.38 x_3 + 39088.31 x_6 + 20958.75 x_8 + 3988.625 x_9$$

nde bulunmuştur. Fonksiyondaki bağımsız değişkenler sırasıyla aşağıya çı- mıştır:

- 2 : yerli binek otomobili ortalama reel fiyatları,
- 3 : reel benzin fiyatları
- 6 : serbest piyasa döviz kuru/resmî kur,
- 8 : yerli binek otomobili reel karaborsa fiyatı/reel piyasa fiyatı
- 9 : reeskont faiz oranları

alep fonksiyonundaki bağımsız değişkenlerin katsayılarına uygulanan esti sonuçlarının olumlu olduğu ve otokorelasyon testi ile de otokore- n bulunmadığı görülmüştür. Ayrıca seçilmiş olan bağımsız değişkenler nda çoklu korelasyon katsayısı hesaplanmış ve $R_{1.2345} = 0.79$ olarak muştur.

onuç olarak; 1971-81 yılları arasında Türkiye'deki yerli binek otomo- talebini; yerli binek otomobili ortalama reel fiyatları, reel benzin ları, serbest piyasa döviz kuru/resmî kur, yerli binek otomobili reel orsa fiyatı/reel piyasa fiyatı, reeskont faiz oranları gibi faktörler- deşmişmelerin etkilediği anlaşılmış olmaktadır.

MAY

In this study I first tried to explain theoretically how Multiple regression Method is used as an instrument for demand analysis and only how this method can be applied to find out the factors influencing Turkish domestic automobile demand for the period 1971 - 81.

In the first chapter of my study a definition for multiple regression given. Furthermore assumptions of the method, parameter estimates, significance tests and theoretical problems encountered in a Multiple regression model were discussed in detail.

The explanations mentioned above find their application in the second chapter of my study. First of all dependent and independent variables for Turkish automobile demand analysis were carefully selected. Then by using FORTRAN IV computer programming language, the demand analysis was empirically conducted and the Turkish automobile demand function for 1971-1981 period were constructed. Computations made through the analysis yield following domestic automobile demand function for Turkey.

$$x_1 = -54073.88 + 1.134 x_2 - 41653.38 x_3 + 39088.31 x_6 + 20958.75 x_8 + 3988.625 x_9$$

where

- x_1 : Domestic automobile demand
- x_2 : Average real price of domestic automobiles
- x_3 : Real gasoline prices
- x_6 : Black market exchange rate/official exchange rate
- x_8 : Real black market price of automobiles/real market prices
- x_9 : Discount rates.

The 't tests' applied to the regression coefficients gave positive results and tests for autocorrelation indicate that there is no such problem between the independent variables and the residuals of the model. In addition this, the multiple correlation coefficients computed for the selected dependent variables was found to be considerably high and is $R_{1,2345} = 0.79$

As a result of the empirical analysis it was discovered that the Turkish domestic automobile demand is determined by the changes in such factors as average real price of domestic automobiles, real gasoline prices, Black market exchange rate/official exchange rate, Real black market price of domestic automobiles/real market prices and Discount (interest) rates.

BÖLÜM I. ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİ

A. ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNİN KURAMSAL TEMELİ

1. Yöntemin tanımı ve varsayımları

$k-1$ tane x_2, x_3, \dots, x_k açıklayıcı değişkenleri ile y değişimini gözönüne alalım ve

x_2	x_3	x_k	ya karşı	y
x_{21}	x_{31}	x_{k1}		y_1
x_{22}	x_{32}	x_{k2}		y_2
.
x_{2n}	x_{3n}	x_{kn}		y_n

$i = n$ tane gözlem yapmış olalım.

Eğer x_2, x_3, \dots, x_k açıklayıcı değişkenleri ve U dağılımı ile değişkenleri arasında lineer bir bağıntının bulunduğu varsayımından hareket edersek bu ilişkiyi,

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_k x_{ki} + U_i \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

linde gösterebiliriz (1). Burada sorun β_i ($i = 1, 2, \dots, n$) katsayıyla U dağılımındaki parametrelerin kestirimidir.

Matrisiyel olarak yukardaki lineer sistemi,

Tümay Ertek, Ekonometriye Giriş, Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Ankara 1978, S.136

$$X = \begin{bmatrix} 1 & x_{21} & x_{31} & \dots & x_{k1} \\ 1 & x_{22} & x_{32} & \dots & x_{k2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{2n} & x_{3n} & \dots & x_{kn} \end{bmatrix}, \quad Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_n \end{bmatrix}, \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_n \end{bmatrix}, \quad U = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_n \end{bmatrix}$$

olmak üzere,

$$Y = X\beta + U \quad (1.1)$$

şeklinde yazabiliriz.

Modelin Varsayımları(1)

$$1^0) \quad E(U) = 0 \quad (1.2)$$

Bu varsayım, U nun matematik ümidi (ortalaması) sıfır olan bir rasgele değişken olduğunu ifade etmektedir..

$$2^0) \quad E(UU') = \sigma^2 \cdot I_n \quad (1.3)$$

Burada

$$U U' = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 & u_2 & \dots & u_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1^2 & u_1 \cdot u_2 & \dots & u_1 \cdot u_n \\ u_2 \cdot u_1 & u_2^2 & \dots & u_2 \cdot u_n \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ u_n \cdot u_1 & u_n \cdot u_2 & \dots & u_n^2 \end{bmatrix}$$

$$E(U U') = \begin{bmatrix} E(u_1^2) & E(u_1 \cdot u_2) & \dots & E(u_1 \cdot u_n) \\ E(u_2 \cdot u_1) & E(u_2^2) & \dots & E(u_2 \cdot u_n) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ E(u_n \cdot u_1) & E(u_n \cdot u_2) & \dots & E(u_n^2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

$$E(U_i U_j) = \begin{cases} \sigma^2 & i = j, \\ 0 & i \neq j. \end{cases}$$

Şu halde bu varsayım, U_i, U_j ($i \neq j$) lerin birbirlerinden bağımsız olduklarını ve U_i ($i=1,2, \dots, n$) lerin varyanslarının sabit σ^2 ye eşit olduğunu ifade eder.

$$3^0) \quad \text{Rang } X = k < n \quad (1.4)$$

Gözlem sayısının, kestirimi yapılacak parametre sayısından fazla olması ve X matrisinin rangının k 'ya eşit olma varsayımı,

$$x_2, x_3, \dots, x_k$$

ların lineer bağımsız olduklarını ifade etmektedir.

$$4^0) \quad E(\emptyset, U_i) = \emptyset \quad E(U_i) = 0 \quad (1.5)$$

Dışsal değişkenler ya tesadüfidir ya da kalıntılardan bağımsızdır. Bir diğer ifade ile bu varsayım lineer bağıntıyı göstermektedir.

2. Parametrelerin En Küçük Kareler Yöntemiyle Kestirimi:

Tahmini parametreler;

$$\hat{\beta} = [\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k] \quad \text{olsun.}$$

Buradan

$$Y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_{2i} + \dots + \hat{\beta}_k x_{ki} + e_i \quad (i=1,2,\dots,n) \quad (1.6)$$

ve

$$e = [e_1, e_2, \dots, e_n]'$$

ile matrisyel olarak

$$Y = X \hat{\beta} + e \quad (1.7)$$

yazılabilir(1).

Şimdi $\sum_{i=1}^n e_i^2$ toplamını oluşturalım:

$$e = Y - X\hat{\beta}, \quad e' = Y' - \hat{\beta}' X'$$

(1) J.Jonston, Econetric Methods, Mc Graw-Hill Book Company Inc. Newyork, 1960, S. 108.

$$e'e = (Y' - \hat{\beta}'X')(Y - X\hat{\beta}), \quad e'e = Y'Y - Y'X\hat{\beta} - \hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta};$$

burada

$$(Y'X\hat{\beta})' = \hat{\beta}'X'Y \quad \text{ve} \quad Y'X\hat{\beta}$$

skaler olduğundan transpozmesine eşittir(1), yani

$$Y'X\hat{\beta} = \hat{\beta}'X'Y \quad \text{den} \quad e'e = Y'Y - 2\hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta}$$

ve

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = e'e \quad \text{ile} \quad \sum_{i=1}^n e_i^2 = Y'Y - 2\hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta} \quad (1.8)$$

bulunur.

$\sum_{i=1}^n e_i^2$ toplamını sıfır yapan $\hat{\beta}$ değerini (1.8) den hesaplayacak olursak,

$$\frac{\partial (e'e)}{\partial \hat{\beta}} = -2X'Y + 2X'X\hat{\beta}, \quad \frac{\partial (e'e)}{\partial \hat{\beta}} = 0 \quad \text{ile}$$

$$X'X\hat{\beta} = X'Y \quad \text{den} \quad \hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \quad (1.9)$$

elde edilir.

3. Ortalama ve Varians

$$Y = X\beta + U \quad \text{ve} \quad (1.2) \quad \text{ile} \quad \hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'(X\beta + U),$$

$$\hat{\beta} = \underbrace{(X'X)^{-1}(X'X)}_{I_k} \beta + (X'X)^{-1}X'U \quad \hat{\beta} = \beta + (X'X)^{-1}X'U \quad (1.10)$$

ortalama için

$$E(\hat{\beta}) = E(\beta) + E((X'X)^{-1}X'U)$$

(1) J. Jonston, a.g.e. S.108.

$E(\hat{\beta}) = \beta$ ve X sabit olduğundan

$$E(\hat{\beta}) = \beta + (X'X)^{-1}X'E(U), \quad E(U) = 0 \text{ ve (1.2) varsayımıyla } E(\hat{\beta}) = \beta$$

bulunur. Şu halde $\hat{\beta}$ 'lerin en küçük kareler yöntemiyle belirtilen kestirimleri tarafsızdır.

Varyans için:

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = E \left[(\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)' \right] \text{ için önce } (\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)'$$

yi oluşturalım.

$$(\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)' = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 - \beta_1 \\ \hat{\beta}_2 - \beta_2 \\ \dots \\ \hat{\beta}_k - \beta_k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 - \beta_1 & \hat{\beta}_2 - \beta_2 & \dots & \hat{\beta}_k - \beta_k \end{bmatrix} =$$

$$= \begin{bmatrix} (\hat{\beta}_1 - \beta_1)^2 & (\hat{\beta}_1 - \beta_1)(\hat{\beta}_2 - \beta_2) & \dots & (\hat{\beta}_1 - \beta_1)(\hat{\beta}_k - \beta_k) \\ (\hat{\beta}_2 - \beta_2)(\hat{\beta}_1 - \beta_1) & (\hat{\beta}_2 - \beta_2)^2 & \dots & (\hat{\beta}_2 - \beta_2)(\hat{\beta}_k - \beta_k) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ (\hat{\beta}_k - \beta_k)(\hat{\beta}_1 - \beta_1) & (\hat{\beta}_k - \beta_k)(\hat{\beta}_2 - \beta_2) & \dots & (\hat{\beta}_k - \beta_k)^2 \end{bmatrix}$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = \begin{bmatrix} E[(\hat{\beta}_1 - \beta_1)^2] & E[(\hat{\beta}_1 - \beta_1)(\hat{\beta}_2 - \beta_2)] & \dots & E[(\hat{\beta}_1 - \beta_1)(\hat{\beta}_k - \beta_k)] \\ E[(\hat{\beta}_2 - \beta_2)(\hat{\beta}_1 - \beta_1)] & E[(\hat{\beta}_2 - \beta_2)^2] & \dots & E[(\hat{\beta}_2 - \beta_2)(\hat{\beta}_k - \beta_k)] \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ E[(\hat{\beta}_k - \beta_k)(\hat{\beta}_1 - \beta_1)] & E[(\hat{\beta}_k - \beta_k)(\hat{\beta}_2 - \beta_2)] & \dots & E[(\hat{\beta}_k - \beta_k)^2] \end{bmatrix}$$

(1.11)

$$E(\hat{\beta}_i) = \beta_i \quad (1.10) \text{ olduğundan}$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}_i) = E[(\hat{\beta}_i - \beta_i)^2], \quad \text{Cov}(\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_j) = E[(\hat{\beta}_i - \beta_i)(\hat{\beta}_j - \beta_j)]$$

dir. Şu halde;

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = E[(\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)'] , \quad \hat{\beta} - \beta = (X'X)^{-1}X'U \text{ ve (1.10) ile,}$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = E[(X'X)^{-1}X'UU'X(X'X)^{-1}] ,$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1}X'E(UU')X(X'X)^{-1} ,$$

$$E(UU') = \sigma^2 I_n \text{ ve (1.3) varsayımı ile,}$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1}X\sigma^2 I_n X(X'X)^{-1} , \quad \text{Var}(\hat{\beta}) = \sigma^2 (X'X)^{-1} .$$

(1.11) den yararlanarak,

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = \begin{bmatrix} \text{Var}(\hat{\beta}_1) & \text{Cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) & \dots & \dots & \text{Cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_k) \\ \text{Cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_1) & \text{Var}(\hat{\beta}_2) & & & \text{Cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_k) \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{Cov}(\hat{\beta}_k, \hat{\beta}_1) & \text{Cov}(\hat{\beta}_k, \hat{\beta}_2) & & & \text{Var}(\hat{\beta}_k) \end{bmatrix}$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = \sigma^2 (X'X)^{-1} .$$

Şu halde,

$\hat{\beta}_i$ ($i = 1, 2, \dots, k$) katsayılarının varyansı, $(X'X)^{-1}$ matrisinin asal köşegeni üzerindeki (i) numaralı elamanın, U_i lerin varyansı olan σ^2 ile çarpımına eşittir.

Teorem:

En küçük kareler kestirimlerinin varyansı, diğer bütün lineer ve tarafsız kestirimlerinin varyanslarının hepsinden daha küçüktür. Bu nedenle en küçük kareler kestiricileri "en iyi lineer ve tarafsız kestiricilerdir"(1).

İspat:

(1.2), (1.3), (1.4) varsayımları ile $Y = X\beta + U$ yu tekrar gözönüne alalım. C matrisi $r \times k$ ($r \leq k$) boyutlu olmak üzere $C\beta$ matrisini inceleyelim. Y nin keyfi bir lineer fonksiyonu $b = AY$ olsun (A $n \times n$ boyutlu). b nin, $C\beta$ nin tarafsız bir kestiricisi olması için $(b) = C\beta$ olması gerekir(1).

Yani,

$$E(b) = E(AY) = E[A(X\beta + U)] = E(AX\beta) + E(AU) = AX\beta \text{ den } AX = C$$

olması gerekir.

 b nin Variyans - Kovaryans matrisi:

$$\text{Var}(b) = E[(b - C\beta)(b - C\beta)']$$

burada,

$$b = AY = AX\beta + AU = C\beta + AU \quad \rightarrow \quad b - C\beta = AU$$

yazarak.

$$\text{Var}(b) = E[(AU)(AU)'] = E[AUU'A'] = AA'E(UU'),$$

$$E(UU') = \sigma^2 I_n \quad (1.3\text{den}), \quad \text{Var}(b) = \sigma^2 AA'. \quad (1.12)$$

Söz konusu olan "tarafsız lineer kestiricilerin" varyanslarını minimize etmek için A nın elemanlarını o şekilde seçmeliyizki, $AX = C$ ve AA' nün asal köşegeni üzerindeki elemanları mümkün olduğu kadar küçük olsun.

$$AA' = [C(X'X)^{-1}X'] [C(X'X)^{-1}X']' + [A - C(X'X)^{-1}X'] [A - C(X'X)^{-1}X']',$$

özdeşliğini gözönüne alalım(2). Sağ taraftaki iki terimin herbiri, bir matrisin kendi transpozesi ile çarpımı olduğundan, asal köşegen üzerindeki hiç bir eleman negatif olamaz.

Birinci terimdeki C ve X matrislerinin elemanları, bilinen sabitlerdir. Şu halde ikinci terimdeki,

$$A - C(X'X)^{-1}X'$$

(1) J. Johnston, a.g.e. S. 111

(2) J. Johnston, a.g.e. S. 111

matrisi sıfır matris olacak şekilde A matrisi seçilirse,

$$A = C(X'X)^{-1}X' \quad (1.13)$$

$\text{Var}(b) = \sigma^2 AA'$ olduğundan, AA' matrisinde asal köşegen üzerindeki elemanlar minimum olur. Şu halde $C\beta$ nın en iyi kestiricisi

$$b = C(X'X)^{-1}X'Y \quad (1.14)$$

dir.

Tabii burada özel olarak $C = I$ olduğu zaman, β nın en iyi lineer tarafsız kestirimcisinin

$$(X'X)^{-1}X'Y \quad (1.15)$$

olduğu sonucuna varılabilir.

$\sum_{i=1}^n e_i^2 = e'e$ kareler toplamını tekrar ele alalım:

$$Y = X\hat{\beta} + e \quad \text{den} \quad e = Y - X\hat{\beta} = X\beta + U - X[(X'X)^{-1}X'(X\beta + U)]$$

$$e = [I_n - X(X'X)^{-1}X']U \quad \text{buradan,} \quad A = I_n - X(X'X)^{-1}X'$$

ile gösterilir.

$$A' = I_n - X(X'X)^{-1}X' = A \quad \text{olduğundan A simetrik bir matristir ve}$$

$$A^2 = I_n - 2X(X'X)^{-1}X' + X(X'X)^{-1}X'X(X'X)^{-1}X' = I_n - X(X'X)^{-1}X' = A$$

dır. Bu nedenle,

$$e' = U'A' = U'A \quad \text{ile} \quad e'e = U'AAU,$$

$$e'e = U'AU = U'[I_n - X(X'X)^{-1}X']U \quad (1.16)$$

$$E(e'e) = \sigma^2 \text{tr}[I_n - X(X'X)^{-1}X'] \quad \text{çünkü } E(U'U) = \sigma^2 \quad (1.3 \text{ varsayımından})$$

$$E(e'e) = \sigma^2 [\text{tr}(I_n) - \text{tr}[X(X'X)^{-1}X']],$$

$$\text{tr}(PQR) = \text{tr}(QRP) = \text{tr}(RPQ) \quad \text{özelliğinden}$$

$$\text{tr}[X(X'X)^{-1}X'] = \text{tr}[(X'X)^{-1}X'X]$$

ve $X'X$ matrisi $k \times k$ boyutlu olduğundan

$$(X'X)^{-1}X'X = I_k \text{ ve } \text{tr}[X(X'X)^{-1}X'] = k; \quad \text{tr}(I_n) = n \text{ ile}$$

$$E(e'e) = \sigma^2(n-k) \quad (1.17)$$

Böylece

$$S^2 = \frac{e'e}{n-k} \quad (1.18)$$

ağılımın varyansının tarafsız bir kestiricisidir.

e'e nin hesabı:

$$e'e = Y'Y - 2\hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta} \text{ dan } e'e = Y'Y - \hat{\beta}'X'Y \quad (1.19)$$

ulunur.

Standart Hatanın Hesabı:

(1.18) ve (1.19) bağıntılarından dağılımın varyansı

$$s^2 = \frac{Y'Y - \hat{\beta}'X'Y}{n-k}$$

olarak bulunmuştu. b nin varyans-kovaryans matrisinin (1.12) den

$$S_{bb} = \text{Var}(b) = \sigma^2 AA'$$

olduğu bilindiğine göre, σ^2 yerine S^2 nin değeri yazılırsa

$$S_{bb} = S^2(X'X)^{-1}$$

olur.

$(X'X)^{-1}$ matrisini A^* ile gösterilirse

$$A^* = \begin{bmatrix} * & * & * \\ a_{11} & a_{12} \dots a_{1k} \\ * & * & * \\ a_{21} & a_{22} \dots a_{2k} \\ \dots & \dots & \dots \\ * & * & * \\ a_{k1} & a_{k2} & a_{kk} \end{bmatrix} \text{ olur.}$$

b_j ($j=1,2, \dots, k$) nin varyansı $S_{b_j}^2 = S^2 a_{jj}^*$, standart hatası

$$S_{b_j} = S \sqrt{a_{jj}^*} \text{ olur (1).}$$

) Tümay Ertek a.g.e. S.148.

Çoklu Korelasyon Katsayısı ($R_{1,2,\dots,k}$):

$$y_i = Y_i - \bar{Y}, \quad y_i^2 = Y_i^2 + \bar{Y}^2 - 2Y_i\bar{Y}.$$

$$\sum_{i=1}^n y_i^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n Y_i \right)^2 = Y'Y - \frac{1}{n} \left(\sum Y \right)^2.$$

$$\begin{aligned} \text{Değişimin açıklanmış kısmı} &= \sum y_i^2 - \sum e_i^2 \\ &= Y'Y - \frac{1}{n} \left(\sum Y \right)^2 - e'e \end{aligned}$$

ve

$$e'e = Y'Y - \hat{\beta}'X'Y \quad \text{ile} \quad = \hat{\beta}'X'Y - \frac{1}{n} \left(\sum y \right)^2 \quad (1.20)$$

Buradan $R_{1,2,\dots,k}$ çoklu korelasyon

$$R_{1,2,\dots,k}^2 = \frac{\hat{\beta}'X'Y - \frac{1}{n} \left(\sum Y \right)^2}{Y'Y - \frac{1}{n} \left(\sum Y \right)^2} \quad (1.21)$$

olarak tanımlanır.

Anlamlılık Testleri - Güven Aralığı:

$$E(U) = 0, \quad E(UU') = \sigma^2 I_n$$

varsayımlarına ek olarak U_i ($i=1,2,\dots,n$) lerin normal dağılım gösterdiği varsayımını da kabul edelim. Bu varsayımların hepsi birden

$$E(U) = 0,$$

$$E(UU') = \sigma^2 I_n,$$

$$U_i \quad (i=1,2,\dots,n)$$

U normal bir dağılım göstermekte olup,

$N(0, \sigma^2 I_n)$ şeklinde ifade edilebilir. Şu halde bu varsayımlar altında örnekleme değerinin olasılığı

$$L = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2}} e^{-\frac{U'U}{2\sigma^2}}$$

$$U'U = (Y - X\beta)'(Y - X\beta) \quad \text{ile}$$

$$L = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2}} \cdot e^{-\frac{(Y - X\beta)'(Y - X\beta)}{2\sigma^2}} \quad \text{dir.} \quad (1.22)$$

β ya göre olasılığı maksimum yapmak, $(Y - X\beta)'(Y - X\beta)$ kareler toplamını minimum yapmak demektir. Bu koşulun,

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \quad \text{gerekliliği (1.9) da gösterilmiştir.}$$

$\hat{\beta} = \beta + (X'X)^{-1}X'U$ dan sağdaki ikinci terim U nun bir lineer fonksiyonu olup normal dağılım göstermektedir. Şu halde $\hat{\beta}$, $\hat{\beta}_i$ ler normal dağılım (çok değişkenli) göstermektedir. $\hat{\beta}$ nin bu dağılımı varsayımlarla birlikte

$$N \left[\beta, \sigma^2(X'X)^{-1} \right]$$

şeklinde gösterilebilir.

$$e'e = U'AU = U' \left[I_n - X(X'X)^{-1}X' \right] U \quad \text{eşitliğini tekrar ele alalım.}$$

$$A' = A, \quad A^2 = A, \quad \text{tr}(A) = n - k \quad \text{idi ve} \quad \text{rank}(A) = n - k$$

olduğu da söylenebilir. Öyle bir P ortogonal matrisi bulunabilir ki, $n-k$ bir köşegen matris, asal köşegen üzerindeki k tane elemanı sıfır ve $n - k$ tane elemanı 1 olmak üzere

$$P'AP = E_{n-k}$$

olsun.

Bu P matrisi U, V vektörlerini

$$U = PV, \quad V = P'U$$

özellikleriyle birbirine dönüştürür.

$$e'e = PV \text{ dönüşümünü } e'e = U'AU \text{ eşitliğine uygulayalım.}$$

$$e'e = V'P'APV = V'E_{n-k}V = v_1^2 + v_2^2 + \dots + v_{n-k}^2$$

ortogonal matrisin özelliklerinden u_i ler birbirlerinden bağımsız, sıfır ortalamalı, sabit σ^2 varyansıylâ normal dağılımlı iseler v_i ler de aynı şekilde dağılımlıdır. Böylece aralıkların e 'e kareleri toplamı $n-k$ tane bağımsız, sıfır ortalamalı σ^2 varyanslı ve normal dağılım gösteren değişkenin kareleri toplamına eşit olduğundan

$$\frac{e'e}{\sigma^2}, \quad \chi^2 \quad \text{dağılımını gösterir (n-k serbestlik derecesinde).}$$

Şimdi e 'nin dağılımının $\hat{\beta}$ dan bağımsız olduğunu gösterelim:

Bunun için e nin dağılımının $\hat{\beta}$ dan bağımsız olduğunu göstermek yeter.

$$E[e(\hat{\beta} - \beta)'] \quad \text{gözönüne alalım.}$$

$$e = [I_n - X(X'X)^{-1}X']U, \quad \hat{\beta} - \beta = (X'X)^{-1}X'U$$

ile

$$\begin{aligned} E[e(\hat{\beta} - \beta)'] &= \left[[I_n - X(X'X)^{-1}X']UU'X(X'X)^{-1} \right] \\ &= X(X'X)^{-1}E(UU') - X(X'X)^{-1}E(UU') = \sigma^2 \cdot 0 = 0. \end{aligned}$$

$$E[e(\hat{\beta} - \beta)'] = 0.$$

e , $\hat{\beta}$ nin herbiri normal değişkenlerin lineer fonksiyonları olduklarından bunların herbirinin dağılımı da normaldir. Önceden $e, \hat{\beta}$ nin kovaryansının sıfır olduğu gösterildiğinden $e, \hat{\beta}$ nin dağılımları birbirinden bağımsızdır.

B. ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNDE KARŞILAŞILAN SORUNLAR

1. Bağımsız Değişkenler Arasında Çoklu Lineer İlişki Olması
Hali - Multikollinearite (1)

Çok katlı regresyon modelindeki parametreler, çok sayıda bağımsız değişkendeki birim değişmelerin bağımlı değişken üzerindeki etkisini gösterir.

En küçük kareler yöntemi en ideal parametre tahminleri sağlar. Böylece, değişkenlerin gözlemden gözleme sabit kalmadığı deneysel olmayan verilerde, dışsal değişkenlerin (exojen) biri hariç hepsi sabitken, çok katlı regresyon yöntemi ile isabetli tahminler yapmak mümkün olabilmektedir. Dışsal değişkenler ilişkili olsa bile, değişen bir değişkenin etkisini incelemek mümkün olabilir. Bu da çoklu regresyonu güçlü ve çok kullanılan bir teknik haline getirir. Ancak durumu abartmamak gerekir. Çünkü, bu şekilde dışsal değişkenler ilişkili olduğu zaman yapılan parametre tahminleri sağlıklı sonuçlar vermez.

Bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki, birbirinden bağımsız etkisini gözlemek güçleşir. Nitekim özellikle ekonomik değişkenler ve bilhassa zaman serilerinde bu durum çoğunlukla söz konusudur.

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \gamma W_i + U_i \quad (i= 1,2,\dots,n) \quad (1.23)$$

Örneğinde, X ve W'nin birbirleri ile ilişkili olduğunu düşünelim.

$W_i = 5 + 2X_i$ olsun. X_i 'in değerlerine karşı W'yi tahmin etmek mümkündür ve X'deki değişme W'yi 2 katı kadar değiştirecektir. Eğer X'deki değişme W'yi değiştiriyorsa Y'deki değişmenin hangi değişkenden kaynaklandığı nasıl belli olabilir.

Eğer $W_i = 5 + 2X_i$ ise,

(1) Ralph Beals, a.g.e., s.294-97.

regresyon denklemi;

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \gamma(5 + 2X_i) + U_i$$

veya

$$Y_i = (\alpha + 5\gamma) + (\beta + 2\gamma) X_i + U_i \text{ olarak yazılabilir.}$$

$(\alpha + 5\gamma)$ sabiti ve $(\beta + 2\gamma)$ regresyon katsayısı, basit regresyon yöntemi ile tahmin edilebilir fakat γ 'yı bulmaya imkan yoktur.

$$\hat{\alpha} + 5\hat{\gamma} = 10 \text{ ve } \hat{\beta} + 2\hat{\gamma} = 20 \text{ ise,}$$

γ 'yı hiç bir zaman elde edemeyeceğiz.

Bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon yüksek, fakat 1 den küçükse multikollinearite hala söz konusudur.

r_{xw}^2 'nin bire çok yakın olduğunu varsayalım:

$$b = \frac{\sum w_i^2 \sum y_i x_i - \sum x_i w_i \sum y_i w_i}{\sum x_i^2 \sum w_i^2 - (\sum x_i w_i)^2} \quad (1.2)$$

$$c = \frac{\sum x_i^2 \sum y_i w_i - \sum x_i w_i \sum y_i x_i}{\sum x_i^2 \sum w_i^2 - (\sum x_i w_i)^2} \quad (1.2)$$

Bu durumda c ve b denklemlerinin paydaları sıfıra yaklaşır.

Multikollinearite nedeniyle meydana gelen güvenilir olmama hal standart hatalarda da kendini gösterir.

$$S_b = S_c / \sqrt{\sum x_i^2 (1 - r_{xw}^2)} \quad (1.2)$$

r_{xw}^2 yüksekse S_b büyür. Y ve X arasındaki basit korelasyonun

$r = 0.90$ olduğunu düşünelim. W ile X arasında yüksek korelasyon oldu-
da, W serisi regresyon modeline ilâve edilirse, R^2 'nin değeri düşmez,
at yukarıda belirtildiği gibi standart hata büyüyebilir.

Multikollinearite'ye tek çözüm daha fazla ve daha iyi veri toplama
veya verileri yeniden düzenlemektir.

Örneğin, faiz haddi ve yatırımlar arasında bir ilişki söz konusu
içerisinde birden fazla faizin modele katılması, bu çeşitli faiz hadleri
arasında ilişki olması nedeni, tahminlerin güvenilirliğinin azalması sonu-
çta ortaya çıkabilir. Oysa hepsini temsilen bir faiz haddi serisi alınır
veya bu çeşitli faiz hadlerinin ortalamaları alınırsa, temel hipotez
iştirilmeksizin daha anlamlı sonuçlar elde edilebilir. Yani verileri
temel veya bazı serileri modelden çıkarmada önerilecek çözümler vardır.

2. Çoklu Regresyon Yönteminde Kalıntıların Yarattığı Sorun

a. Otokorelasyon:

Bir gözlemin hata payının bir başka gözleme bağlı olmasına otoko-
relasyon adı verilmektedir (1).

Cochran ve Orcutt otokorelasyon ölçüsü olarak $D = \sigma^2 / S^2$ oranını
anmışlardır. Burada (2)

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} \sum (x_{i+1} - x_i)^2, \quad S^2 = \frac{1}{n} \sum (x_i - \bar{x})^2$$

$$\text{ve } \bar{x} = \frac{\sum X}{n} \text{ dir.}$$

Ahmet Kılıçbay, Ekonometrinin Temelleri, İ.Ü. İktisat Fakültesi,
İstanbul, 1980, s.154.

Mehmet Genceli, İki Değişkenli Doğrusal Regresyonda Zaman Faktörü,
İ.Ü. İktisat Fakültesi, İstanbul, 1976, s.174.

D, ardışık terimler arasındaki farkların karelerinin, serinin varyansına oranıdır ve Von-Neumann oranı olarak adlandırılmaktadır (1). σ^2 farkların karelerinin ortalamasıdır. n terimin birbirinden (n-1) kadar farkı olduğundan (n-1) ile bölünmüştür. D'nin kritik değeri 2'dir 2 civarındaki değerler otokorelasyon bulunmadığını ifade etmektedir. D'nin küçük (büyük) çıkması, pozitif (negatif) otokorelasyonu gösterir. X_i 'lerin normal dağılımları ana kütle aritmetik ortalaması μ ile varyansının bilindiği varsayları altında D'nin anlam sınırları Hart tarafından hesaplanmıştır (2). n > 60 için normal dağılım tablosu Hart'ın tablosu yerine ikame edilebilir.

Hart'ın tablosu tesadüfi gözlemler olan u_i 'lere dayanmaktadır. Bu nedenle Von-Neumann oranı otokorelasyon sorunlarının çözümü için pratik bir yol değildir (3). Crist ise u_i 'ler yerine bunların tahminleri olan \hat{u}_i 'leri kullanmıştır. Bu durumda D ancak u_i 'ler bilindiği takdirde kullanılabilir. Bu nedenle Theil, D oranı ve Hart tablosu yerine değiştirilmiş Von-Neumann oranı D' kullanmıştır. D' oranının limitleri ise Press ve Broks tarafından hesaplanmıştır (4).

$$D' = \frac{\sum (\hat{u}_{i+1} - \hat{u}_i)^2}{(n - k - 1)S^2} \quad (1.27)$$

Burada, k açıklayıcı değişken sayısıdır.

Otokorelasyonu ölçmek için Durbin - Watson testi uygulamada daha çok kullanılmaktadır; çünkü bu test \hat{u}_i 'lere dayanmamakta, hata kalıntılarını ile yapılmaktadır (5).

(1) Bkz. Von-Neumann, Distribution of the Ratio of Mean Square Successive Differences to the Variance, Annals of Mathematical Statistics, 12 (1941), s.367-395.

(2) Mehmet Genceli, a.g.e., s.174.

(3) Christ, Econometric Models and Methods, John Wiley, New York, 1972, s.524.

(4) Mehmet Genceli, a.g.e. s.175.

(5) Durbin J. and Watson G.S., Testing for Serial Correlation in Least squares Regression, I. Biometrika 37,(1950), s.409.

Durbin - Watson;

$$|\rho| < 1, E(\varepsilon_i^*) = 0, E(\varepsilon_i^{*2}) = \sigma_{\varepsilon^*}^2 \text{ varsayımları}$$

altında $Y = X\beta + U$ sisteminin i ve $i - 1$ normal satırlarındaki hata terimleri arasındaki ilişkiyi,

$$\varepsilon_i = \rho\varepsilon_{i-1} + \varepsilon_i^* \text{ şeklinde göstermekte ve} \quad (1.28)$$

ρ 'nın kestirimini,

$$r = \frac{\sum_{i=2}^n \varepsilon_i \cdot \varepsilon_{i-1}}{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2} \text{ ifade etmektedir (1).} \quad (1.29)$$

1°) r sıfır civarında ise ε_i ile ε_{i-1} 'ler arasında zayıf bir ilişki olduğu, başka bir deyişle otokorelasyon bulunmadığı;

2°) r 'nin değeri 1'e yakın ise ε_i , ε_{i-1} 'ler arasında kuvvetli bir pozitif ilişkinin olduğu; pozitif otokorelasyon bulunduğu;

3°) r 'nin değeri -1'e yakın ise ε_i , ε_{i-1} 'ler arasında kuvvetli bir negatif ilişkinin olduğu; negatif otokorelasyon bulunduğu söylenebilir.

Durbin - Watson d'istatistiği (2)

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2} \text{ dir.} \quad (1.30)$$

1) Durbin - Watson , a.g.e., s.409

2) Bkz.; Kane, E.J., Economic and Econometric Methods John-Row, New York, 1969, s.500 ve sonrası.

d ile r arasındaki ilişkiyi;

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n e_i^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2} + \frac{\sum_{i=2}^n e_{i-1}^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2} - 2 \frac{\sum_{i=2}^n e_i e_{i-1}}{\sum_{i=1}^n e_i^2} \text{ gösterir ve}$$

$$\frac{\sum_{i=2}^n e_i^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2} \approx 1, \quad \frac{\sum_{i=2}^n e_{i-1}^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2} \approx 1,$$

veya $\frac{\sum_{i=2}^n (e_i^2 + e_{i-1}^2)}{\sum_{i=1}^n e_i^2} \approx 2$ varsayımlarını yaparsak;

$d \approx 2(1 - r)$ yazabiliriz.

(1.31)

Burada r için yaptığımız irdelemeyi d'ye aktarabiliriz.

1^o) r sıfır civarında, $d \approx 2$ ise otokorelasyon yok;

2^o) r'nin değeri 1'e yakın, d'nin değeri sıfıra yakın ise pozitif otokorelasyon var,

3^o) r'nin değeri -1'e yakın, d'nin değeri 4'e yakın ise negatif otokorelasyon vardır (1).

Otokorelasyonlu modelde aşağıda belirtilen sebeplerle yanıltıcı sonuçlar elde edilecektir (2).

1^o) Otokorelasyonlu modelde S küçük bir değere sahip olduğunda tahmin daha küçük bir güven aralığına sahip olacaktır.

(1) Mehmet Genceli, a.g.e., s.176.

(2) Ahmet Kılıçbay, a.g.e., s.158.

2^o) $\hat{\beta}_1$ 'nin deđeri daha az isabetli olarak tahmin edilecektir.

Bu nedenle otokorelasyona sahip modellerde mevcut sakıncaları ortadan kaldırmak için, bazı yöntemler vardır (1).

Birinci Dereceden Farklara Göre Regresyon

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad (1.32)$$

($i=1, \dots, n$)

$$\Delta Y_i = \beta_1 \Delta X_i + e_i^*$$

Bu modelde e_i^* genel regresyon modelindeki hata payının özelliklerine sahip olacak, bir başka ifadeyle otokorelasyon ortadan kalkacaktır.

$$\lim_{\Delta X_i \rightarrow 0} \frac{\Delta Y_i}{\Delta X_i} = \beta_1 + \frac{e_i^*}{\Delta X_i}$$

olacaktır. ΔX_i , e_i^* 'ye göre daha yüksek mertebeden sonsuz küçük olduğundan;

$$\lim_{\Delta X_i \rightarrow 0} \frac{e_i^*}{\Delta X_i} = 0 \text{ dir.}$$

$$\lim_{\Delta X_i \rightarrow 0} \frac{\Delta Y_i}{\Delta X_i} = y' = \beta_1$$

şeklinde ifade edilir. β_1 'e ΔY_i ile ΔX_i arasında bağıntı kuran bir parametre, kısaca i noktasındaki eğim adı verilir (2).

(1) Ahmet Kılıçbay, a.g.e. s.159-163.

(2) Ahmet Kılıçbay, a.g.e., s.159.

Genelleştirilmiş Farklar Yöntemi

(1.32) denklemini daha değişik açıdan ele alalım. ($i=1, \dots, n$) gözlem sayısını zamana göre ifade etsin. Modelimizde birinci dereceden bir otokorelasyon olduğunu düşünelim.

$$e_i = \rho e_{i-1} + e_i^* \quad (i=1, \dots, n)$$

i gözlemi için doğru olan ilişkinin $i-1$ zamanı içinde geçerli olduğunu kabul ederek

$$Y_{i-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{i-1} + e_{i-1} \quad (1.33)$$

denklemini yazabiliriz. (1.32) ve (1.33) denklemlerini taraf tarafa çıkartırsak;

$$Y_i - Y_{i-1} = \beta_1 (X_i - X_{i-1}) + (e_i - e_{i-1})$$

elde edilir.

$$e_i - e_{i-1} = e_i^*$$

$$Y_i - Y_{i-1} = \Delta Y_i$$

$$X_i - X_{i-1} = \Delta X_i$$

farklarını i dönemindeki değişmeler olarak kabul edersek, hata terimleri arasındaki ilişkiyi (1.28) den;

$$e_i = \rho e_{i-1} + e_i^*$$

şeklinde ifade edebiliriz. $|\rho| < 1$ dir.

(1.33) bağıntısını;

$$\rho Y_{i-1} = \rho \beta_0 + \rho \beta_1 X_{i-1} + \rho e_{i-1}$$

şeklinde yazar ve (1.32) den çıkartırsak

$$Y_i - \rho Y_{i-1} = \beta_0 (1-\rho) + \beta_1 (X_i - \rho X_{i-1}) + (e_i - \rho e_{i-1})$$

$$Y_i - \rho Y_{i-1} = \delta Y_i$$

$$X_i - \rho X_{i-1} = \delta X_i$$

$$e_i - \rho e_{i-1} = e_i^*$$

olduğunu kabul edip yeniden düzenlersek

$$\delta Y_i = \beta_0 (1-\rho) + \beta_1 \delta X_i + e_i^*$$

şekline dönüşür. Bu modeldeki hatayı e_i^* normal regresyon modelindeki özelliklere sahiptir ve ana modelimizdeki hata payı otokorelasyondan ayrılmıştır.

ρ 'nın kestirimini (1.29) bağıntısı ile yapmak mümkündür.

Aşamalı Yöntem:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad (i=1,2,\dots,n)$$

modelimizin otokorelasyona sahip bulunması halinde ilk aşamada;

$$\hat{e}_1, \hat{e}_2, \dots, \hat{e}_n \text{ değerleri}$$

bulunarak ρ katsayısını hesaplayacak veriler elde edilmiş olur. İkinci aşamada ρ 'nın kestirimi

$$r = \frac{\sum_{i=2}^n \hat{e}_i \cdot \hat{e}_{i-1}}{\sum_{i=1}^n \hat{e}_i^2} \text{ den}$$

yapılır, üçüncü aşamada ise r 'nin tahmini değerlerine göre yeni değişkenler tanımlanır (1).

(1) Ahmet Kılıçbay, a.g.e., s.163.

$$Y_i - r Y_{i-1}$$

$$X_i - r X_{i-1}$$

dördüncü aşama; bu yeni karmaşık değişkenlerle kurulan yeni model düzenlenirse,

$$Y_i - r Y_{i-1} = \beta_0(1-r) + \beta_1 (X_i - r X_{i-1}) + e_i^*$$

şekline dönüşür. Bu dört aşamanın sonunda yeniden korelasyon katsayısı $\hat{r} = \hat{\rho}$ hesaplanır, yeni değişkenler buna göre tanımlanır ve işleme son aşamaya kadar devam edilir. Son aşamadaki hata payı otokorelasyondan arınmıştır ve dolayısıyla bu modele, normal regresyon uygulanabilir(1).

b. Heteroskadastisite (2)

Eğer Heteroskadastisite sözkonusu ise en küçük karelerle yapılan parametre tahminleri hatasız olmakla beraber minimum varyanslı tahminler değildir.

Heteroskadastisite hataların dağılımı ile ilgili olan bir sorundur.

Eğer regresyon modelinde U_i 'lerin hepsinin varyansı aynı değilse heteroskadastisite'den söz edilebilir. Böyle bir durumda hata kalıntı varyanslarına bağlı olarak yapılan parametre varyans tahminlerinin güvenilirliğinden söz edilemez.

Heteroskadastisite'nin fark edilmesi için kalıntıların dağılımını gözönüne almak gerekir. Normal olarak eğer heteroskadastisite'den şüpheleniliyorsa hata varyansı bir değişken ile (örneğin bu x, x^2 veya $1/x$

(1) Ahmet Kılıçbay, a.g.e., s.164.

(2) Ralph Beals, a.g.e., s.356-362.

olabilir. Eğer kalıntılar varyansın yükseldiği değişkene bağlı olarak sıralanırsa, bu test ile kalıntıların, sıranın başında mı sonunda mı daha büyük olduğu belirlenebilir.

Eğer yeterli sayıda gözlem varsa veriler iki ayrı gruba (m grubu ve n grubu gibi, grupların birbirinden ayrı olması ve iki grup arasında bu söz konusu grupların dışında kalan bir grup bırakılması önemlidir) ayrılır. Her grup için ayrı ayrı regresyon analizi yapılır. 1 grubunun hata varyansı;

$$S_1^2 = \sum e_i^2 / m-2,$$

$$S_2^2 = \sum e_i^2 / n-2$$

ve n sayıda gözlemin varyansı olsun. Eğer Heteroskadasite varsa $S_2^2 > S_1^2$ olacaktır. Dolayısıyla test S_2^2 / S_1^2 oranının kritik F değerini (m-2 ve n-2 serbestlik derecelerinde) aşp aşmadığını kontrol etmek olacaktır ki bu test Goldfeld ve Quandt tarafından yapılmıştır.

Goldfeld ve Quandt sıralanmış kalıntılar listesinin tepe noktalarının sayısına bakarak bir test geliştirilmişlerdir.

Listede kendisini izleyenlerin mutlak değerlerinden büyük mutlak değerli bir kalıntıya rastlandığında bir tepe noktasına rastlanmaktadır. Eğer varyans yükseliyorsa çok sayıda tepe noktası bulunabilir.

Heteroskadasiteyi hesaba katma:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + U_i. \quad (i=1, \dots, n)$$

Bu regresyon denkleminde heteroskadasite hariç bütün varsayımların geçerliliği söz konusudur. U_i 'ler bağımsız tesadüfi değişkenler olup, $U_i \sim N(0, \sigma_i^2)$ dir. Varyanslar bilinmekle beraber birbirinin aynı değildir. Bu durumda α ve β nasıl tahmin edilebilir. En küçük kareler minimum varyanslı tahminler olmayacaktır. Bir çözüm yolu olarak maksimum benzerlik (maximum Likelihood) tahminleri kullanılabilir.

U_i 'ler için ihtimal yoğunluğu (probability density) fonksiyonu;

$$P(U_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_i} e^{-\frac{U_i^2}{2\sigma_i^2}} \quad (1.34)$$

U_i 'ler bağımsız ise birleşik yoğunluk fonksiyonu tekil yoğunlukların fonksiyonudur.

U_i 'leri Y_i ve X_i cinsinden yazarsak;

$$L(\alpha, \beta, \sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2) = \left(\frac{1}{2\pi}\right)^{n/2} \frac{1}{\sigma_1 \sigma_2 \dots \sigma_n} e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \alpha - \beta X_i)^2}{\sigma_i^2}} \quad (1.35)$$

Logaritmik olarak

$$\log L = -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \sum_{i=1}^n \log \sigma_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \alpha - \beta X_i)^2}{\sigma_i^2} \quad (1.36)$$

Log L'yi maximize etmek için α ve β 'yi ağırlıklı kareler toplamı (weighted sum of squares) en küçük olacak şekilde seçmeliyiz.

$$\sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \alpha - \beta X_i)^2}{\sigma_i^2} = \sum_{i=1}^n \frac{U_i^2}{\sigma_i^2} \quad (1.37)$$

Hatalar Heteroskadastik olduğu zaman en iyi tahmin, hata kareler toplamı minimize edilerek elde edilebilir. Fakat artık bu kareler toplamı ağırlıklı kareler toplamı olup, büyük varyanslı güvenilirliği olmayan gözlemler ufak ağırlık, küçük varyanslı gözlemler büyük ağırlık alır. Ağırlıklı toplam şöyle yazılabilir.

$$\sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \alpha - \beta X_i)^2}{\sigma_i^2} = \sum_{i=1}^n \left[\frac{Y_i}{\sigma_i} - \alpha \left(\frac{1}{\sigma_i}\right) - \beta \left(\frac{X_i}{\sigma_i}\right) \right]^2 \quad (1.38)$$

Başlangıçtaki denkleme gidersek

$$\frac{Y_i}{\sigma_i} = \alpha \left(\frac{1}{\sigma_i}\right) + \beta \left(\frac{X_i}{\sigma_i}\right) + \frac{U_i}{\sigma_i} \quad (i=1, \dots, n) \quad (1.39)$$

duğunu gözleriz.

$V_i = U_i / \sigma_i$ olsun. U_i 'ler normal ve bağımsız olduğuna göre aynı y V_i 'ler için de geçerlidir.

$$\text{Var}(V_i) = \frac{1}{\sigma_i^2} \text{Var}(U_i) = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2} = 1 \text{ ise } V_i\text{'ler homoskedastik olur.}$$

Yalnız burada gerçek hata varyanslarının bilindiği varsayılmaktadır. Bu gerçekte pek karşılaşılmayan bir durumdur. Ancak tahminler için aynı türden tartışma yürütülebilir.

C. ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNİN TALEP ANALİZ ARACI OLARAK KULLANILMASI

1. Talebin Matematiksel Tanımı

a. Talebin Tanımı ve Talep Fonksiyonunun Belirlenmesi

Talep, bir malın, hizmetin veya faktörün satınalma gücü ile desteklenmiş satınalma arzusudur. Bir başka ifade ile talep, satın alma gücünü kileyen etkenlerin bir fonksiyonudur (1).

Genel olarak bir (A) malının talebini; o malın fiyatı, ikâme ve mamlayıcı durumunda olan malların fiyatları, tüketicilerin toplam parasal gelirleri (satınalma güçlerindeki değişiklikler), tüketicilerin vk ve alışkanlıkları ve diğer tesadüfi olaylar etkilemektedir (2).

Bu tanıma göre, talep bağımlı değişken, talebi etkileyen faktörler e bağımsız değişken olmaktadır. Şu halde (A) malı için piyasadaki toplam talep fonksiyonunu aşağıdaki gibi belirlemek mümkündür.

) James Henderson and Richard E. Quandt, Micro Economic Theory Mc Graw Hill, New York, 1971, s.23.

) Nergis Dolunay, Talep Analizi Metodlarıyla Türkiye'de Çimento Tüketimi Üzerine Bir İstatistikî Araştırma, Matematik Araştırma Enstitüsü, İstanbul, 1976, s.23.

$$Y = f(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6) \quad (1.40)$$

Y : (A) malından talep edilen miktar

x_1 : (A) malının fiyatı

x_2 : (A) malının yerine ikâme edilebilen malların fiyatları

x_3 : (A) malı ile tamamlanma durumunda olan malların fiyatları

x_4 : Tüketicilerin parasal geliri

x_5 : Tüketicilerin zevk ve alışkanlıkları

x_6 : Diğer tesadüfi olaylar.

b. Bağımsız Değişkenlerin, Bağımlı Değişken Üzerindeki Etkisi:

Tüketicilerin zevk ve alışkanlıkları ile diğer tesadüfi değişkenleri ölçmek mümkün olmadığından, bunların dışında kalan diğer bağımsız değişkenlerin, bağımlı değişken üzerindeki etkisini inceleyecek olursak, aşağıdaki sonuçları elde ederiz.

(A) Malının Fiyatının Talep Üzerindeki Etkisi

x_2, x_3, x_4 'ü sabit tutup x_1 'e göre Y'nin kısmi türevini alalım;

$$\lim_{\Delta x_1 \rightarrow 0} \frac{f(x_1 + \Delta x_1, x_2, x_3, x_4) - f(x_1, x_2, x_3, x_4)}{\Delta x_1} = \frac{\partial f}{\partial x_1} = \frac{\partial Y}{\partial x_1} \text{ dir.}$$

(A) malının fiyatının, (A) malının toplam piyasa talebi üzerindeki etkisi negatiftir. Bir başka ifade ile fiyat yükseldikçe talep azalmakta, fiyat düştükçe talep artmaktadır ($\frac{\partial Y}{\partial x_1} < 0$) (1).

İkâme Mallarının Fiyatının Talep Üzerindeki Etkisi

x_1, x_3, x_4 'ü sabit tutup x_2 'ye göre Y'nin kısmi türevini alalım;

$$\lim_{\Delta x_2 \rightarrow 0} \frac{f(x_1, x_2 + \Delta x_2, x_3, x_4) - f(x_1, x_2, x_3, x_4)}{\Delta x_2} = \frac{\partial f}{\partial x_2} = \frac{\partial Y}{\partial x_2} \text{ dir.}$$

(1) İ. Doğan Kargül, İktisat Biliminde Modellere Giriş, İ.Ü. İktisat Fakültesi, İstanbul, 1980, s.69.

Rakip malların fiyatları ile talep arasında pozitif bir ilişki vardır. Yani rakip malların fiyatları yükseldikçe talep artmakta, fiyat düştükçe talep azalmaktadır ($\frac{\partial Y}{\partial x_2} > 0$) (1).

Tamamlayıcı Mal Fiyatlarının Talep Üzerindeki Etkisi:

x_1, x_2, x_4 'ü sabit tutup x_3 'e göre Y 'nin kısmi türevini alalım;

$$\lim_{\Delta x_3 \rightarrow 0} \frac{f(x_1, x_2, x_3 + \Delta x_3, x_4) - f(x_1, x_2, x_3, x_4)}{\Delta x_3} = \frac{\partial f}{\partial x_3} = \frac{\partial Y}{\partial x_3} \text{ dir.}$$

Tamamlayıcı malların fiyatları ile talep arasındaki ilişki negatiftir. Şu halde, tamamlayıcı malların fiyatları yükseldikçe talep azalmakta, fiyat düştükçe talep artmaktadır ($\frac{\partial Y}{\partial x_3} < 0$) (2).

Tüketici Gelirlerinin Talep Üzerindeki Etkisi

Bu sefer de x_1, x_2, x_3 'ü sabit tutup x_4 'e göre Y 'nin kısmi türevini alalım;

$$\lim_{\Delta x_4 \rightarrow 0} \frac{f(x_1, x_2, x_3, x_4 + \Delta x_4) - f(x_1, x_2, x_3, x_4)}{\Delta x_4} = \frac{\partial f}{\partial x_4} = \frac{\partial Y}{\partial x_4} \text{ dir.}$$

Tüketicilerin geliri ile talep arasındaki ilişki de pozitifdir. Yani tüketicilerin gelirleri arttıkça talep de artmaktadır ($\frac{\partial Y}{\partial x_4} > 0$) (3).

1) İ. Doğan Kargül, a.g.e., s.69 - 71

2) İ. Doğan Kargül, a.g.e., s.69 - 71

3) İ. Doğan Kargül, a.g.e., s.69 - 71

c. Talep Fonksiyonu

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ 'i talep fonksiyonunun parametreleri olarak varsayacak olursak, talep fonksiyonunu;

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 \quad (1.41)$$

şeklinde yazabiliriz (1). Bu fonksiyondaki β_0 fonksiyonun Y-eksenini kestiği noktayı gösterir. Bunun anlamı şudur; (A) malı bedava ve diğer malların fiyatları da sıfır olsaydı, birey (A) malından β_0 kadar talep edecekti.

2. Çoklu Regresyon Yönteminin Talep Analiz Aracı Olarak Kullanılma Nedeni

Talep analiz aracı olarak kullanılan başlıca yöntemler şunlardır(2);

- Mekanik ekstrapolasyonlar
- Barometrik teknikler
- Fikir alma anketleri
- Ekonometrik modeller

Mekanik Ekstrapolasyonlar

Hareketli ortalamalar, yarı ortalamalar, serbest elt yöntemi, basit modeller, zaman dizileri analizi, konveks kombinezon gibi yöntemleri kapsar. Bu yöntemlerin ortak özelliği bir malın talebini etkileyen başlıca değişkenlerin, gelecekte de aynı şekilde etkileyeceğini varsaymalarıdır. Ancak değişkenin sadece bir tane (örneğin, fiyat, gelir gibi) olması, bu yöntemin sağlıklı sonuç vermesi olasılığını azaltabilmektedir (3).

(1) Nergis Dolunay, a.g.e., s.21.

(2) Devlet Yatırım Bankası, Yatırım Projelerinin Hazırlanması ve Değerlendirilmesi, Ankara, 1970, s.294.

(3) Devlet Yatırım Bankası, a.g.e., s.296.

Barometrik Teknikler

Ekonomideki bazı göstergelerden hareketle belli bir mala karşı talebin nasıl bir gelişme göstereceğini tahmin etmem mümkündür. Ekonomik göstergelerden yararlanarak bir malın talebini belirleme yöntemleri barometrik teknikler adı altında toplanmaktadır. Önde giden göstergeler, diffüzyon indeksleri, baskı indeksleri gibi yöntemlerden oluşan barometrik teknikler, çok kısa dönemleri kapsayan ve sınırlı malların talep analizleri için elverişlidir(1).

Fikir Alma Anketleri

Bu yöntemde yöneticilerin, satış personelinin ve tüketicilerin görüşleri alınmak suretiyle talep analizi yapılmaktadır. Yöntemin bilimsel ve matematiksel bir ağırlığı olmadığı gibi, objektiflikten uzak olma ihtimali de vardır (2).

Ekonometrik Modeller:

Talep analizleri için, yeterli istatistikğin bulunduğu bir ortama, en uygun ve en bilimsel yöntem ekonometrik modellerdir. Ekonometrik modelleri de,

- Çok denklemliler (simultane modeller),
- Tek denklemliler olmak üzere iki gruba ayırabiliriz.

Çok denklemliler demir-çelik, petro-kimya gibi temel yatırım malları talebi analizleri için uygun bir yöntemdir (3).

Tezimizin uygulama kısmında kullanmakta olduğumuz tek denklemliler temel yapısı ise; (1.41) talep fonksiyonundaki β_i , ($i=0, \dots, n$) katsayılarını belirlemektir. Genellikle herhangi bir malın talebini etkileyen birden fazla değişken olduğuna göre, talep analizleri için en uygun ve en fazla kullanılması gereken yöntem çoklu regresyon yöntemidir(4).

-
-) Devlet Yatırım Bankası, a.g.e., s.299.
 -) Devlet Yatırım Bankası, a.g.e., s.300.
 -) Devlet Yatırım Bankası, a.g.e., s.305.
 -) Devlet Yatırım Bankası, a.g.e., s.302.

BÖLÜM II. ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNİN TÜRKİYE'DE BİNEK OTOMOBİLİ TALEBİNE UYGULANMASI

A. BAĞIMLI VE BAĞIMSIZ DEĞİŞKENLER

1. Bağımlı Değişken (Talep)

Ülkemizde bu güne kadar, yapılmış olan binek otomobili talep analizlerinde başlıca şu iki veri esas alınmıştır (1):

- Otomobil parkındaki gelişmeler
- Binek otomobil üretim ve ithalat rakamları

Her iki kaynak da yıllar itibariyle gerçek binekotomobili talebini yansıtmamaktadır. Çünkü, talep parasal güçle desteklenmiş satınalma isteğidir. Halbuki bu iki seride konunun sınırladığı binek otomobili ithalatı ile çeşitli etkenlerle sınırlanmış olan yerli binek otomobili üretiminden oluşmaktadır. Olaya bu açıdan baktığımızda her iki serinin de, karşılanmamış talebi yansıtmıyacağı açık olarak görülür. Ayrıca (t) yılına ait otomobil parkındaki değişim miktarının = o yıl ithal edilen binek otomobili miktarı + o yıl üretilmiş olan yerli otomobil miktarı - yıl içinde parktan çıkan otomobil sayısı olması gerekmektedir. Halbuki yıllar itibariyle parktaki değişme rakamlarında yukarıda verilmiş olan eşitliği sağlamak mümkün değildir (2).

(1) Bkz. Türkiye Sınai Kalkınma Bankası A.Ş. Otomotiv Sektör Araştırması Karayolları Yolucu ve Yük Taşıtları Arz ve Talebi, Y.No. 39, İstar 1981.

(2) Türkiye Sınai Kalkınma Bankası A.Ş. a.g.e., s.101.

Yukarıda belirttiğimiz sakıncalar nedeni ile tezimizde, yerli binek otomobili talebini karşılanmamış talebi de kapsayacak bir şekilde ele almaya çalıştık. Uyguladığımız yöntem aşağıdaki bölümlerde açıklanmaktadır.

a. Renault Marka Binek Otomobili Talebi:

Renault Marka binek otomobillerinin pazarlamasını yapan "MAİS" Genel Müdürlüğü, bu mamullere yıllar itibariyle olan talebi belirlemiştir. Biz genel müdürlüğün aşağıda takdim edilmiş olan istatistiklerini aynen araştırmamıza dahil ettik.

Tablo: 1- Renault marka Yerli Otomobillere Olan Talep ve Bu Talebi Karşılama Oranları (x)

Yıllar	Talep (1)	Satış(2)	Karşılanmamış Talep (3)	Talebi Karşılama oranı (4)
71	1.108	1.108	-	100
72	7.723	7.723	-	100
73	14.423	14.423	-	100
74	22.670	22.670	-	100
75	37.235	29.788	7.447	80
76	38.681	30.752	7.929	80
77	51.238	33.307	17.971	65
78	71.065	26.093	44.972	37
79	25.500	19.976	5.524	78
80	13.939	13.939	-	100
81	9.321	9.321	-	100

Not: "MAİS" Genel Müdürlüğü

1 Yıl içinde araba almak üzere bayilere müracat etmiş olanların toplamıdır.

Yıl içi fiili satış rakamlarıdır.

Talep - satış değeridir.

Satış / Talep'dir.

b. Murat Marka Binek Otomobili Talebi:

Murat marka arabanın genel pazarlamasını yapan kuruluş "MAİS" Genel Müdürlüğü gibi gerçek talebi yansıtan istatistikler tutmadığından, burada talep farklı bir yöntemle belirlenmiştir.

Tofaş Genel Müdürlüğü yetkilileri 1977 yılına kadar şirketin piyasadaki her satınalma isteğini karşıladığını, 1977, 78 ve 79 yıllarında ise her yıl 3000 kişinin satınalma isteğinin karşılanmadığını belirtmişlerdir. Bu verilere göre, düzenlenmiş tablo aşağıda sunulmaktadır.

Tablo: 2- Murat Marka Binek Otomobillerine olan Talep ve Bu Talebi Karşılama Oranları (x)

Yıllar	Talep (1)	Satış (2)	Karşılanmamış Talep (3)	Talebi karşılama Oranı (4)
1971	6927	6927	-	100
1972	18407	18407	-	100
1973	24968	24968	-	100
1974	28714	28714	-	100
1975	29355	29355	-	100
1976	25190	25190	-	100
1977	21665	18665	3000	86
1978	22908	19908	3000	87
1979	22802	19802	3000	87
1980	12456	12456	-	100
1981	10348	10348	-	100

(x) Kaynak: Tofaş Genel Müdürlüğü.

(1) Talep, karşılanmamış talep + satış değeri olarak hesaplanmıştır.

(2) Fiili satış rakamlarıdır.

(3) Karşılanmamış talep, yıl içinde araba almak için bayilere müracaat eden ve bekleme listeleri ile ertesi yıla devreden sipariş rakamlarıdır.

(4) Satış / Talep.

c. Anadol Marka Binek Otomobili Talebi

Anadol marka binek otomobili ile ilgili rakamlar Koç Holding A.Ş. Araştırma Geliştirme Merkezinden alınmıştır. Bu kurumun uzmanlarının verdiği bilgilere göre, Anadol marka otomobil de 1976 yılına kadar yıllık satış miktarları piyasa talebini karşılamıştır. 1977, 78 ve 79 yıllarında ise satışlar piyasa talebinin % 85'ini karşılayabilmiştir. 1980 ve 81 yıllarının da yine satış rakamları piyasa talep rakamlarına eşittir.

Bu verilere göre düzenlenmiş Anadol marka binek otomobili talep tablosu aşağıda sunulmaktadır.

Tablo: 3- Anadol Marka Binek Otomobiline Olan Talep ve Bu Talebi Karşılama Oranları (x)

Yıllar	Talep (1)	Satış (2)	Karşılanmamış Talep (3)	Talebi Karşılama Oranı (4)
1971	3531	3531	-	100
1972	4492	4492	-	100
1973	7142	7142	-	100
1974	8034	8034	-	100
1975	6778	6878	-	100
1976	7013	7013	-	100
1977	6167	5363	804	85
1978	3939	3425	514	85
1979	3363	2924	439	85
1980	830	830	-	100
1981	355	355	-	100

(x) Kaynak: Koç Holding A.Ş., Araştırma ve Geliştirme Merkezi.

(1) Satış + karşılanmamış talebi ifade etmektedir.

(2) Fiili satış rakamlarıdır.

(3) Koç Holding A.Ş. Araştırma ve Geliştirme Merkezinin 4. sütunda verdiği talep doyum oranlarına göre hesaplanmıştır.

(4) Koç Holding A.Ş. Araştırma ve Geliştirme Merkezinden alınan verilerdir. Satış/Talep'i ifade etmektedir.

d. Toplam Binek Otomobili Talebi ve Bu Talebi Karşılama Oranları:

Yıllara göre, Türkiye'de yerli binek otomobili talebi, satış miktarları ve talebi karşılama oranları Tablo: 4'de hesaplanmıştır. Bu tablo ve Grafik, 1,2 incelendiği takdirde, yerli otomobil talebinin 1978 yılına kadar arttığı bu yıldan sonra azaldığı görülecektir. Çeşitli marka binek otomobillerine olan talebin 1978 öncesinde azalmasının nedeni ise genelde binek otomobiline olan talebin azalması anlamına gelmemektedir. Bunun sebebi Anadol ve Murat'a olan talebin Renault'a yönelmesidir. Nitekim Renault Genel Müdürlüğü yetkilileri ile yapılan görüşme de bu bulguyu doğrulamaktadır (1).

Türkiye'deki binek otomobili satışları ise 1975, 76, 77, 78, 79 yıllarında talebi karşılayamamıştır. Bunun doğal sonucu olarak fiyatın da yükselmesi gerekir. Nitekim, yaptığımız araştırmaya göre, bu yıllarda afişe fiyatın dışında, karaborsa fiyatın oluştuğu gözlenmiştir (Bkz. Tablo: 7). Bu verilerde bize, fiili talebi belirleme yöntemimizin sağlıklı olduğunu göstermektedir.

2. Muhtemel Bağımsız Değişkenler (Talebi Etkileyen Faktörler)

Klasik talep teorisine göre, bir malın talebini etkileyen değişkenler; o malın fiyatı, malın tamamlayıcısı ve ikamesi durumunda olan malların fiyatları, tüketicilerin gelirleri, tüketicilerin zevk ve alışkanlıkları ve diğer tesadüfi olaylardır.

Tezimizde bu teorik açıklamanın ışığı altında, söz konusu değişkenlerin yerli binek otomobili talebi üzerindeki etkilerini inceleyeceğiz.

(1) Renault yetkilileri; arabalarının önden çekişli olmasının talebi i yıllarda negatif yönde etkilediğini, sonraki yıllarda ise bu özelliğin Türkiye için dezavantaj olmadığına inanılmaması, piyasada oluşmuş kullanılan Renault fiyatlarının diğer markalara oranla daha yüksek olması gibi nedenlerle talep artışının şiddetlendiğini belirtmişlerdir. Hatta diğer marka yerli otomobil talebinden bir miktar kendi mamüllerine yöneldiğini ifade etmişlerdir.

Aşağıda teorik olarak binek otomobili talebini etkilemesi muhtemel değişkenler takdim edilmektedir.

Tablo 4- Türkiye'de Yerli Binek Otomobili Fiili Talebi

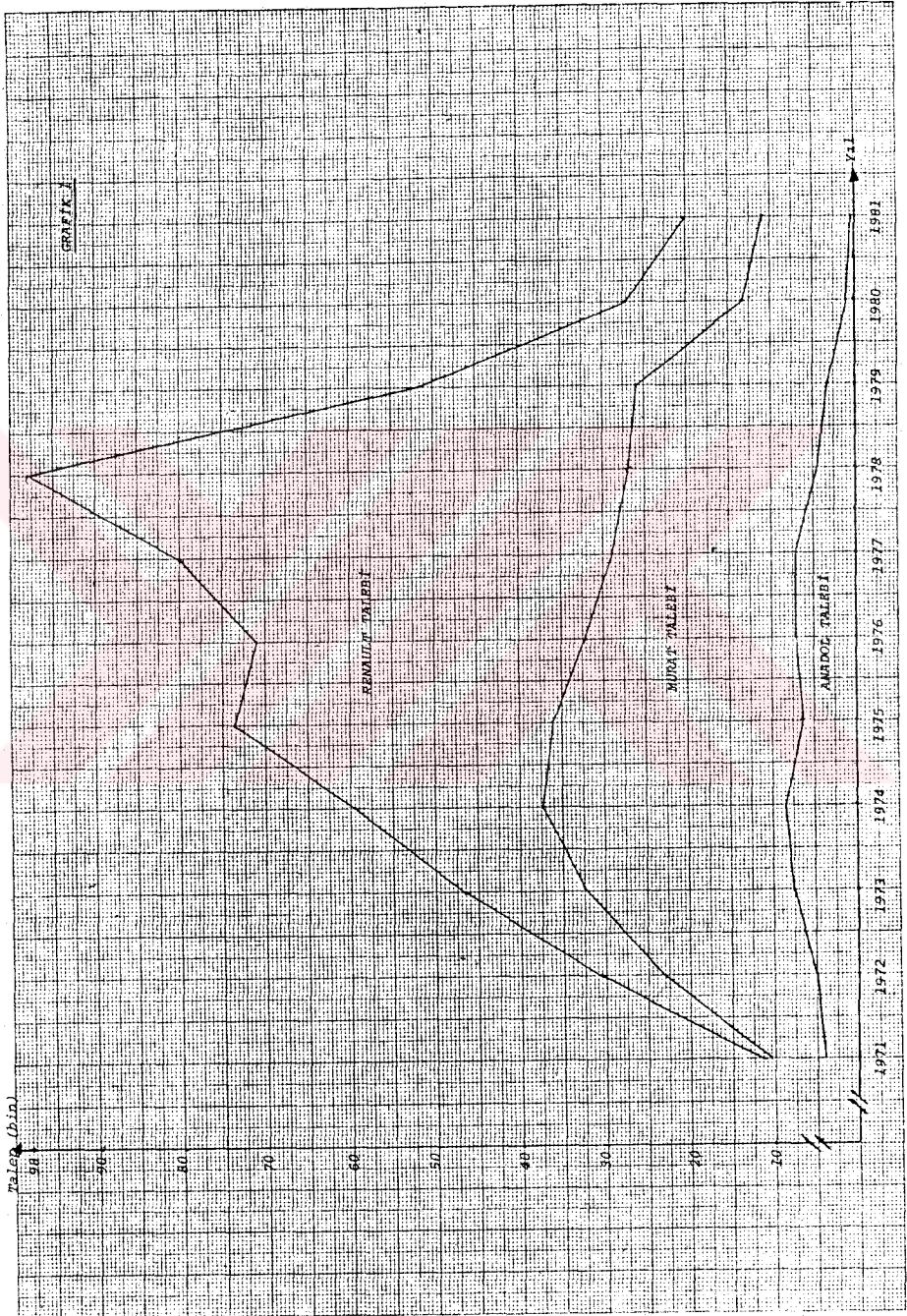
(adet)

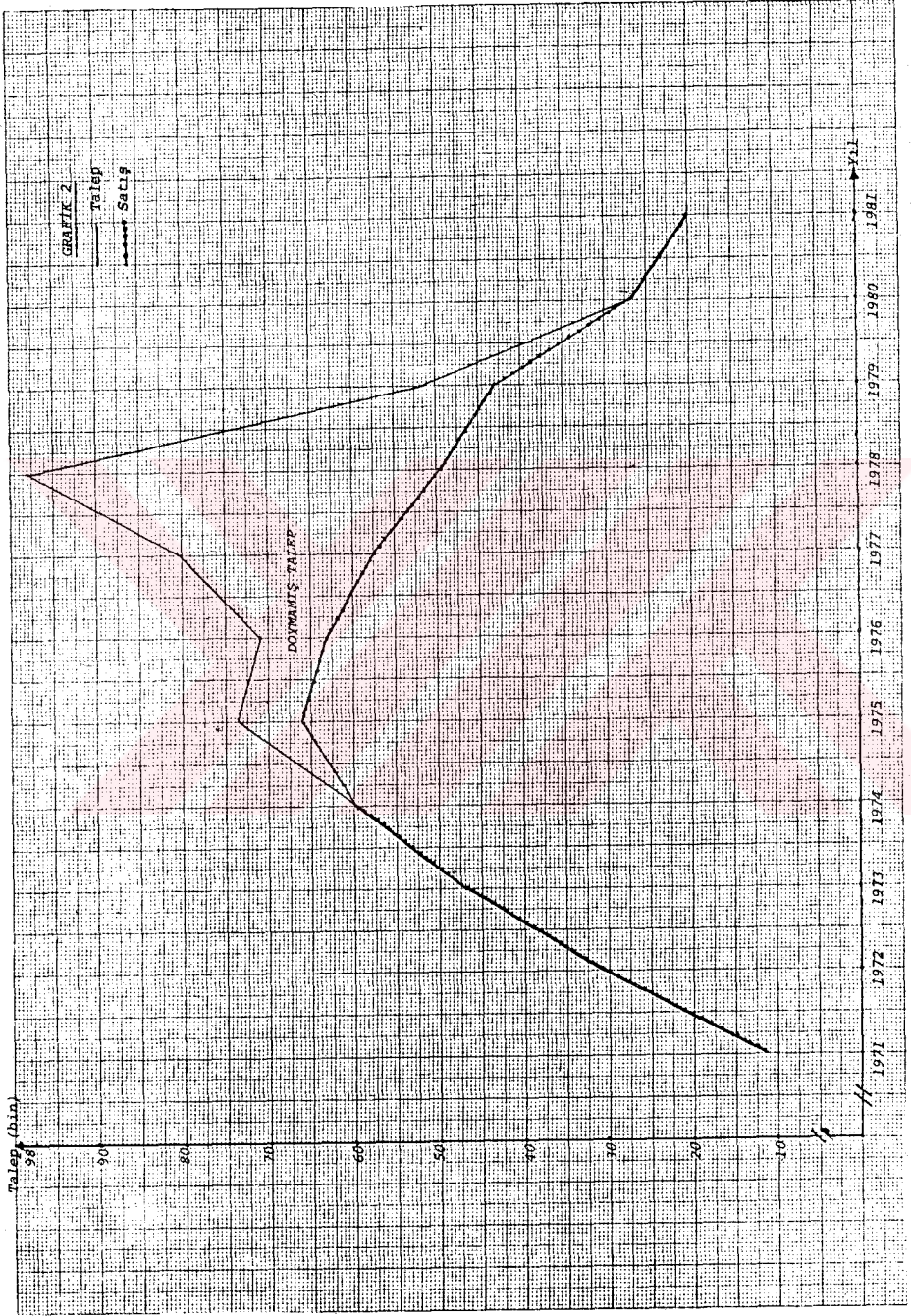
Yıllar	Anadol (1)		Murat (2)		Renault (3)		Toplam (4)		Talebi Karşılama Oranı (%) (5)
	Talep	Satış	Talep	Satış	Talep	Satış	Talep	Satış	
1971	3531	3531	6927	6927	1108	1108	11566	11566	100
1972	4492	4492	18407	18407	7723	7723	30622	30622	100
1973	7142	7142	24968	24968	14423	14423	46533	46533	100
1974	8034	8034	28714	28714	22670	22670	59418	59418	100
1975	6878	6878	29355	29355	37235	29788	73468	66021	90
1976	7013	7013	25190	25190	38681	30752	70884	62955	89
1977	6167	5363	21665	18665	51238	33307	79070	57335	72
1978	3939	3425	22908	19908	71065	26093	97912	49426	50
1979	3363	2924	22802	19802	25500	19976	51665	42702	83
1980	830	830	12456	12456	13939	13939	27225	27225	100
1981	355	355	10348	10348	9321	9321	20024	20024	100

(1) Tablo 3'den alınmıştır.

(2) Tablo 2'den alınmıştır.

(3) Tablo 1'den alınmıştır.





a. Mamul Fiyatı (Binek Otomobili Fiyatları)

Yıllara göre, yerli binek otomobili ortalama fiyatları Tablo 5'de sunulmaktadır.

Tablonun incelenmesinden de görüldüğü gibi otomobil fiyatlarının devamlı yükselmesine karşın, talepte de devamlı artış olmuştur. Halbuki talep teorisine göre, fiyat arttıkça talebin azalması gerekir. Bu aksi ilişkinin sebebi, Tablo 5'de görüldüğü gibi fiyatların enflasyon nedeniyle yükselmiş olmasıdır. Bu nedenle gerçek fiyat, talep ilişkisini ortaya koyabilmek için nominal fiyatları reel fiyat haline dönüştürmek gerekmektedir.

Bilindiği gibi, fiyatlar genel seviyesinin devamlı ve hızlı artışı (enflasyon), aynı nitelikte ve miktarda mal ve hizmetin üretilmesi daha yüksek oranda bir harcamayı gerektirmektedir. Bu da gerçekte mal ve hizmet arzında bir değişiklik olmadan ve hatta bazı hallerde bir gerileme olmasına rağmen, cari harcamaların yanıltıcı biçimde aşırı büyümesine ve sıçramalar kaydetmesine sebep olmaktadır (1).

Yıllara göre, otomobil fiyatlarındaki sapmalarda enflasyonun rakamların büyütücü etkisini ortadan kaldırmak için başlıca iki yöntem uygulanabilir. Bunlardan birisi fiyat indeksleri, diğeri ise G.S.M.H. deflatörüdür. Biz bu araştırmada, Türkiye genelindeki enflasyonun etkilerini daha iyi temsil edeceği nedeni ile, G.S.M.H. deflatörünü kullanmış bulunmaktayız.

Yıllar itibariyle G.S.M.H. zımmi deflatörü Tablo: 6'da hesaplanmıştır.

(1) Kayıhan Özoguz, Nüfus ve Miktar Bileşimindeki Değişmelerin Sosyal Güvenlik Harcamalarını Tayin Edici Etkisi, Henüz Basılmamış Doktora Tezi, İstanbul, 1981, s.73.

Tablo 5. Yerli Binek Otomobil Ortalama Fiyatları

A N A D O L (1)			M U R A T			R E N A U L T (3)													
2 Kâplılı			4 Kâplılı			SW 1600			R-12 TL.			R-12 TS			R-12 SW				
Yıllar	Satış Mik.	Satış Fiyatı(TL) Mik.	Satış Mik.	Satış Fiyatı(TL) Mik.	Satış Mik.	Satış Fiyatı(TL) Mik.	Satış Mik.	Satış Fiyatı(TL) Mik.	Satış Mik.	Satış Fiyatı(TL) Mik.	Satış Mik.	Satış Fiyatı(TL) Mik.	Satış Mik.	Satış Fiyatı(TL) Mik.	Satış Mik.	Satış Fiyatı(TL) Mik.	Satış Mik.	Satış Fiyatı(TL) Mik.	Binek Otomobili Ortalama Fiyatları
1971	2281	44412	1250	50945	-	-	6927	56964	-	-	1108	59820	-	-	-	-	-	-	54.112 TL.
1972	2263	48495	2229	55250	-	-	18407	56964	-	-	5895	59820	-	-	-	-	1828	66664	57.336 TL.
1973	1656	50000	5188	56400	298	74950	24968	56964	-	-	7464	62980	1682	68950	5821	69500	-	-	59.696 TL.
1974	1079	56000	6197	61000	758	74950	28714	56964	-	-	9193	66000	5207	72000	8270	73000	-	-	62.545 TL.
1975	454	56000	5389	66000	1035	74950	29355	63000	-	-	10431	83000	5734	87500	13623	88500	-	-	73.934 TL.
1976	1	56000	5527	75000	1485	84000	25190	70587	-	-	4782	83000	11500	87500	14470	123650	-	-	87.519 TL.
1977	-	-	4008	106013	1355	114980	269	70587	18396	125000	6400	116300	12940	127650	13967	123650	-	-	122.480 TL.
1978	-	-	2807	188018	618	223647	-	-	19908	221435	3812	212700	11112	218700	11169	217700	-	-	266.602 TL.
1979	-	-	2365	426450	558	476150	-	-	19802	504400	2533	515000	7623	530000	9820	535000	-	-	511.951 TL.
1980	-	-	721	685000	109	735000	-	-	12456	786000	501	945750	5687	979250	7751	995250	-	-	886.002 TL.
1981	-	-	303	855000	52	985000	-	-	10348	920732	1137	900000	4279	990000	3903	995000	-	-	948.608 TL.

Tablo:6. GSMH Zımmi Deflatörü (Milyon TL).

Yıllar	Alıcı Fiyatları ile GSMH		Alıcı Fiyatları ile GSMH		GSMH(Zincirleme indeks) Fiyat Deflatörü (5)	Mutlak sıra (6) Zımmi Deflatörü
	Cari	0 yıla	1968 fiyat-	0 yıla		
	Fiyatlar (1)	ait ar- tış hızı(2)	ları ile(3)	ait ar- tış hızı(4)		
		%			%	
1970	147 776.1	-	125 425.2	-	-	100
1971	192 602.3	30.3	138 185.3	10.2	20.1	120.1
1972	240 809.2	25.0	148 476.5	7.4	17.6	141.2
1973	295 501.4	22.7	150 428.4	1.3	21.4	171.4
1974	409 746.2	38.7	163 237.3	8.5	30.2	223.2
1975	519 173.3	26.7	177 760.7	8.9	17.8	262.9
1976	663 936.9	27.9	193 206.7	8.7	19.2	313.4
1977	862 967.8	30.0	201 576.8	4.3	25.7	393.9
1978	1 274 780.7	47.7	207 313.3	2.9	44.8	570.4
1979	2 155 393.9	69.1	205 486.6	-0.1	69.2	965.1
1980	4 325 469.8	100.6	204 230.8	-0.1	100.7	1062.3
1981	6 576 046.1	52.0	215 101.1	5.3	46.7	1558.4

(1) DİE, Milli Gelir İstatistiklerinden alınmıştır.

(2) $(Y_t/Y_{t-1})-1$. formülüne göre 1.nci sütundan hesaplanmıştır.

(3) DİE, Milli Gelir İstatistiklerinden alınmıştır.

(4) $(Y_t/Y_{t-1})-1$. formülüne göre 3'ncü sütundan hesaplanmıştır.

(5) 2'nci sütundaki rakamlardan 4'ncü sütundaki rakamların çıkarılması sureti le hesaplanmıştır.

(6) $((Y_{t+1} (5) + 100) * Y_t (6)) / 100$ formülüne göre hesaplanmıştır.

GSMH zımmi deflatörü ile binek otomobili fiyatlarını reel hale getirdiğimizde aşağıdaki sonucu elde ederiz.

Tablo: 7. Yerli Binek Otomobili Ortalama Reel Fiyatları (TL).

Yıllar	Ortalama Fiyatlar	GSMH Zımmi (1) Deflatörü (2)	Ortalama Reel Fiyatlar (3)
1971	54 112	120.1	45 056
1972	57 336	141.2	40 606
1973	59 696	171.2	34 869
1974	62 545	223.2	28 022
1975	73 934	262.9	28 123
1976	87 519	313.4	27 926
1977	122 480	393.9	31 094
1978	266 602	570.4	46 739
1979	511 951	965.1	53 046
1980	866 002	1062.3	83 404
1981	948 008	1558.4	60 832

(1) Tablo 5'den alınmıştır.

(2) Tablo 6'dan alınmıştır.

(3) $(100/\text{GSMH Zımmi deflatörü}) * \text{ortalama fiyatlar}$

b. Tamamlayıcı Mal Fiyatı (Benzin Fiyatı)

Benzin binek otomobilinin tamamlayıcısı bir maldır. Şu halde man-ken benzin fiyatı yükseldikçe binek otomobili talebinin düşmesi gere-r. Nominal benzin fiyatlarının yıllar itibariyle seyri Tablo: 8'de tak-ım edilmektedir.

Tablo: 8. Nominal Benzin Fiyatları (₺)

Yıllar	Benzin fiyatı (TL/lt) (1)
1971	2.56
1972	2.56
1973	2.56
1974	2.70
1975	2.70
1976	2.70
1977	5.37
1978	8.75
1979	21.70
1980	52.10
1981	68.

1) Kaynak: T.P.A.O.İstanbul Bölge Müdürlüğü

2) Normal benzin pompa satış fiyatıdır.

Tablo 8'deki benzin fiyatları da enflasyonun etkisini yansıtmakta-r. Bu nedenle söz konusu fiyatları reel hale getirmek gerekir. Reel benzin fiyatları ise Tablo 9'da sunulmaktadır.

Tablo: 9. Reel Benzin Fiyatları

Yıllar	Nominal Benzin Fiyatı (TL/lt)(1)	GSMH Zımnı Deflatörü (2)	Reel Benzin Fiyatı (TL/lt)(3)
1971	2.56	120.1	2.13
1972	2.56	141.2	1.81
1973	2.56	171.2	1.49
1974	2.70	223.2	1.21
1975	2.70	262.9	1.03
1976	2.70	313.4	0.86
1977	5.37	393.9	1.36
1978	8.75	570.4	1.53
1979	21.70	965.1	2.25
1980	52.10	1062.3	4.90
1981	68.00	1558.4	4.36

(1) Tablo 8'den alınmıştır.

(2) Tablo 6'dan alınmıştır.

(3) (t yılına ait nominal benzin fiyatı) x 100 / t yılına ait GSMH zımnı deflatörü.

c. Tüketicilerin Gelirlerindeki Değişmeler

Analiz yaptığımız dönemde, yerli binek otomobili talebi, genellikle orta gelir grubuna mensup tüketiciler tarafından yapılmıştır.

Türkiye'de bu gruba ait kişilerin gelirlerindeki değişmeleri en iyi temsil eden istatistikler, günlük sigortalı reel ücretleri istatistiktir. Bu nedenle modelimize söz konusu olayıda dahil ettik.

Tablo: 10. Reel Ücretler

Yıllar	Günlük Ortalama Ücret (TL) (1)	GSMH Zımmi Deflatörü (2)	Günlük Reel Ücret (3)
1971	39.32	120.1	32.74
1972	43.88	141.2	31.08
1973	54.41	171.2	31.78
1974	68.26	223.2	30.58
1975	85.55	262.9	32.54
1976	115.30	313.4	36.79
1977	146.53	393.9	37.20
1978	207.93	570.4	36.45
1979	294.31	965.1	30.50
1980	426.96	1062.3	40.19
1981	576.39	1558.4	36.98

(1) DİE, İstatistik Yıllıklarından alınmıştır.

(2) Tablo 6'dan alınmıştır.

(3) (t yılına ait günlük ortalama ücret)*100/t yılına ait GSMH Zımmi deflatörü

d. Tüketicilerin Zevk ve Alışkanlıklarındaki Değişiklikler

Tüketicilerin zevk ve alışkanlıklarındaki değişiklikleri matematik olarak ifade etme imkanından yoksun olduğumuz için modele dahil edemedik.

e. Diğer Tesadüfi Değişkenler

Ekonomik konjonktür ve geçmişte uygulanmış olan ekonomik politikaların tüketicilerin davranışları üzerinde önemli etkileri olacağı şüphesizdir. Biz bu bölümde söz konusu muhtemel etkilere ait serilerle takdim etmeye çalışacağız.

Reel Faiz Oranları

Türkiye'de geçmiş yıllarda enflasyon oranı mevduat faizleri üzerinde seyretmiştir. Bu olup tüketicilerin paradan kaçıp, mala yönelmelerine sebep olmuştur. Şu halde yıllar itibariyle enflasyon hızı faiz hadleri arasındaki oranın, yani yurt içinde oluşan negatif faiz hadlerinin binek otomobili talebi üzerindeki etkisi söz konusu olan Enflasyon hızı ile mevduat faiz hadleri arasındaki fark aşağıda Tablo de sunulmaktadır. Burada yıllar itibariyle enflasyon hızı GSMH fiyat latörü (zincir indeks) ile ifade edilmektedir.

Tablo: 11. Reel Faiz Oranları

Yıllar	GSMH Fiyat Deflatörü (1) %	Mevduat Faiz Haddi (2) %	Reel Faiz (%)
1971	20.1	9.0	-11.1
1972	17.6	9.0	- 8.6
1973	21.4	9.0	-12.4
1974	30.2	9.0	-21.2
1975	17.8	9.0	- 8.8
1976	19.2	9.0	-10.2
1977	25.7	9.0	-16.7
1978	44.8	9.0	-35.8
1979	69.2	20.0	-49.2
1980	100.7	33.0	-67.7
1981	46.7	50.0	3.3

(1) Tablo 6'dan alınmıştır.

(2) Vakıflar Bankası, Beşiktaş Şubesi Müdürlüğünden alınmıştır.

(3) Mevduat faiz haddi - GSMH fiyat deflatörüdür.

Kur Politikası:

Türkiye'de geçmişte uygulanmış olan sabit kur politikası Türk Lirasının aşırı değerlenmesine ve dolayısıyla otomobil fiyatlarının suni olarak düşük tutulmasına sebep olmuştur. Bu politikanın da binek otomobili talebi üzerindeki etkisi olabilir. Bu nedenle yıllar itibariyle resmi kur ile piyasada oluşan kur arasındaki farklardan oluşan bir seri düzenlenmiştir.

Tablo: 1.2. Resmi Kur ve Piyasa Kuru Arasındaki Farklar

Yıllar	Resmi kur 1 \$ = değeri (1)	Piyasa kuru 1 \$ = TL değeri (2)	Serbest Kur Resmi Kur
1971	14.00	19.00	1.36
1972	14.00	22.00	1.57
1973	14.00	28.00	2.00
1974	13.85	30.00	2.17
1975	14.25	30.00	2.11
1976	16.00	35.00	2.19
1977	19.00	40.00	2.11
1978	25.00	52.00	2.08
1979	26.50	55.00	2.08
1980	70.00	100.00	1.43
1981	106.80	130.00	1.22

(1) T.S.K. Bankasından alınmıştır. Yıl ortası değeridir. TL'si önemli ölçüde \$ bağlı olduğundan sadece TL'sinin dolar değeri karşısındaki değişmesi alınmıştır.

(2) Özel araştırma sonucu elde edilmiştir. Yıl ortası değeridir.

Binek Otomobilinde Karaborsa Fiyatının Teşekkülü

Türkiye'de belirli dönemlerde döviz dar boğazı nedeni ile otomobil retimi kısılmıştır. Dolayısı ile bu dönemlerde karşılanmamış talep nedeni ile, binek otomobillerinin karaborsa fiyatı oluşmuştur. Bu fiyat arka tüketici rantına neden olduğu için, olayın tüketicilerin davranışı

üzerinde etkisi olacağı muhakkaktır. Binek otomobillerinin yıllara göre piyasa fiyatları ve karaborsa fiyatları arasındaki ilişki Tablo: 13'de sunulmaktadır.

Tablo: 13 . Binek Otomobillerinin Piyasa ve Karaborsa Fiyatları Arasındaki İlişki

Yıllar	Ortalama piyasa fiyatı (1)	Karaborsa fiyatı (2)	$\frac{\text{Karaborsa fiyatı}}{\text{ortalama piyasa fiyatı}}$
1971	54 112	54 112	1.00
1972	57 336	57 336	1.00
1973	59 696	59 696	1.00
1974	62 545	62 545	1.00
1975	73 934	73 934	1.00
1976	87 519	115 487	1.32
1977	112 480	237 377	1.94
1978	266 602	462 781	1.74
1979	511 951	795 191	1.55
1980	886 002	886 002	1.00
1981	948 008	948 008	1.00

(1) Ortalama fiyat Tablo 5'den alınmıştır.

(2) Tofaş Genel Müdürlüğünden alınmıştır.

Ancak yukarıda takdim etmiş olduğumuz fiyatlar nominal fiyatlardır. Reel fiyatların daha güçlü bir ilişki göstermesi ihtimalini de gözönünde bulundurarak, reel binek otomobili fiyatlarında modele dahil etmeyi uygun gördük. Tablo 14 ve 15'de bu fiyatlarla ilgili veriler takdim edilmektedir.

Tablo: 14. Yerli Binek Otomobili Reel Karaborsa Fiyatı .

(TL)

Yıllar	Karaborsa Fiyatı (1)	GSMH Zımnı Deflatörü (2)	Yerli Binek Otomobili Reel Karaborsa Fiyatı (3)
1971	54 112	120.1	45 056
1972	57 336	141.2	40 606
1973	59 696	171.2	34 869
1974	62 545	223.2	28 022
1975	73 934	262.9	28 123
1976	115 487	313.4	36 850
1977	237 377	393.9	60 263
1978	462 781	570.4	81 133
1979	795 191	965.1	82 395
1980	886 002	1062.3	83 404
1981	948 008	1558.4	60 832

(1) Tablo 13'den alınmıştır.

(2) Tablo 6'dan alınmıştır.

(3) (t yılına ait yerli binek otomobili karaborsa fiyatı) × 100/ t yılına ait GSMH Zımnı deflatörü.

Tablo: 15. Reel Karaborsa Fiyatı / Reel Piyasa Fiyatı

(TL)

	Reel Karaborsa Fiyatı (1)	Reel Piyasa Fiyatı (2)	Reel Karaborsa Fiyatı/ Reel Piyasa fiyatı
1971	45 056	45 056	1.
1972	40 606	40 606	1.
1973	34 869	34 869	1.
1974	28 022	28 022	1.
1975	28 123	28 123	1.
1976	36 850	27 926	1.32
1977	60 263	31 094	1.94
1978	81 133	46 739	1.74
1979	82 395	53 046	1.55
1980	83 404	83 404	1.
1981	60 832	60 832	1.

(1) Tablo 15'den alınmıştır.

(2) Tablo 7' den alınmıştır.

Kredi Faiz Hadleri:

Geçmiş yıllarda binek otomobili talebini etkileyen faktörlerin başında müsait koşullarla, binek otomobilinin kredili satılabilmesi olanağı gelmekte idi. Firmalar faiz hadlerinin düşük olduğu dönemlerde bu imkana sahip olmuşlardır. Bu nedenle faiz hadlerinin talep üzerinde etkisi söz konusu olabilir.

T.C. Merkez Bankasının sanayi kesimine uyguladığı reeskont hadlerine ilişkin seri Tablo: 16 'da sunulmaktadır.

Tablo: 16. T.C. Merkez Bankasının Sanayi Kesimine Uyguladığı Reeskont Hadleri (x)

Yıllar	Faiz Oranları (%) (1)
1971	7.5
1972	7.5
1973	6.5
1974	8.0
1975	8.0
1976	8.0
1977	8.0
1978	9.5
1979	9.5
1980	26.0
1981	31.5

* Kaynak: T.C. Merkez Bankası İstanbul Şubesi Müdürlüğü.

1) Yıl sonlarında uygulanan faiz hadleridir.

Mevduat Bankaları Kredileri

Enflasyon nedeni ile işletmelerin kredi gereksinimi son yıllarda artmıştır. Bu bakımdan mevduat bankalarının imalat kesimine açmış olduğu kredilerin yıllar itibariyle reel değerlerinin değişimi, satış koşullarını etkileyeceği şüphesizdir. Bu bakımdan mevduat bankalarının imalat

kesimine açmış olduğu kredilerin reel değerlerinin seyri talep üzerindeki etkisini incelemekte yarar görmekteyiz.

Mevduat bankalarının imalat sektörüne açmış olduğu kredilerin yıllara göre reel değerlerinin seyri Tablo: 17'de sunulmaktadır.

Tablo: 17. Yıllar İtibariyle Mevduat Bankalarının İmalat Sektörüne Açmış Olduğu Krediler (Milyon TL).

Yıllar	Krediler (1)	GSMH Zimmi Deflatörü (2)	Kredilerin reel Değerleri (3)
1971	12 177	120.1	10 139.05
1972	16 399	141.2	11 614.02
1973	28 780	171.4	16 791.13
1974	39 498	223.2	17 696.24
1975	53 109	262.9	20 201.22
1976	76 941.	313.4	24 550.42
1977	96 948	393.9	24 612.34
1978	116 293	570.4	20 387.97
1979	153 714	965.1	15 927.26
1980	257 296	1062.3	24 220.65
1981	350 000	1558.4	22.458.93

(1) 1971 ve 1972 yılı rakamları T.C. Merkez Bankası, 1974 yılı faaliyet raporundan, 1973-80 yıllarına ait rakamlar; DİE 1981 Türkiye İstatistik yıllığından ve 1981 yılına ait değer ise bankalar birliğinden alınan tahmini değerdir.

(2) Tablo 6'dan alınmıştır.

(3) (t yılına ait kredi) * 100/ GSMH zimmi deflatörü.

Nüfus Artışı:

Binek otomobili bir dayanıklı tüketim malı olduğuna göre, nüfus artışının bu malın talebi üzerinde etkisi olacağı şüphesizdir. Bu varsayımdan hareketle yıllara göre Türkiye'nin toplam nüfusundan oluşan bir seri hazırlanmıştır.

Tablo: 18. Türkiye'nin Nüfusu (x) (Milyon)

Yıllar	Nüfus
1971	36 215
1972	37 132
1973	38 072
1974	39 036
1975	40 025
1976	41 039
1977	42 078
1979	44 236
1980	45 386
1981	46 536

x Kaynak: DİE, İstanbul Bölge Müdürlüğü.

3. Talebi Etkileyen Değişkenlerin Seçilmesi

Bu bölümde muhtemel değişkenler içerisinde, binek otomobili tale-
üzerinde etkisi olan değişkenlerin seçimi yapılmaktadır.

Teker teker her muhtemel bağımsız değişkenle, bağımlı değişken
alep) arasında korelasyon katsayısı hesaplandı. Korelasyon katsayısı
0.50 ve yukarısı ile anlamlık derecesi % 88'in üzerinde olan değişken-
r, talebi etkileyen faktörler olarak seçildi.

Yapılan hesabın yöntemi ve sonuçları aşağıda takdim edilmektedir.

a. Kullanılan Korelasyon Katsayısının Denklemi

$$r_{ij} = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x}_j)}{n \sigma_{x_i} \sigma_{x_j}} \quad (1) \quad (i= 1, j= 2, \dots, 14)$$

r_{ij} : korelasyon katsayısı

x_i : bağımlı değişken (talep)

x_j : bağımsız değişkenler

\bar{x}_i : bağımlı değişkenin aritmetik ortalaması

\bar{x}_j : bağımsız değişkenlerin aritmetik ortalaması

σ_{x_i} : bağımlı değişkenin standart sapması

σ_{x_j} : Bağımsız değişkenin standart sapması

b. Korelasyon Katsayılarının Anlamlılık Derecelerinin Testi (2)

Kütlede korelasyon olmadığı hipotezini ($H_0: \rho = 0$) ortaya atarak,
elasyon katsayılarını bu hipoteze göre test etmekteyiz. Bu teste göre
tepez red edilirse, korelasyon katsayısı anlamlı kabul edilmekte, aksi
dirde red edilmektedir. Bu hipotezin testi için basit korelasyon kat-

Yoğurtçugil, M.Kemal; Ki-Kare Üzerine Bir Deneme, İ.Ü. İktisat Fakülte-
tesi, İstanbul, 1978, s.117.

Baki Işıkkara; Regresyon Yöntemleri ve Sorunları, İ.Ü. İktisat Fakülte-
si, İstanbul, 1975, s. 85.

sayılarına "t" testi adını verdiğimiz bir test uygularız (1). "t" testi formülü aşağıda takdim edilmektedir (2).

$$t = r \sqrt{\frac{N - 2}{1 - r^2}}$$

N: anakütledeki eleman sayısı

r: korelasyon katsayısı

c. Bilgisayar Programı:

Korelasyon katsayılarının hesabı ile anlamlılık testleri hesabı bilgisayar ile yapılmıştır. Hesaplamada "FORTRAN-4", programlama dili kullanılmıştır. Bu programlama diline göre hazırlanmış olan bilgisayar programı aşağıda takdim edilmektedir.

C KORELASYON HESABI , I.D.M.M.A. HESAP BİLİMLERİ MERKEZİ

```

DIMENSION A (16, 16). X(16), Y(16)
N = 11
M = 14
READ (2,5) ((A(I,J),I=1,N),J=1,M)
I = 1
DO 10 K= 2,M
TX = 0.
TY = 0.
XF = 0.
YF = 0.
XYF= 0.
TXX= 0.
TXY= 0.
DO 11 J=1,N

```

(1) Anakütle birim sayısı 30'dan küçük olduğu için "F" veya χ^2 testi uygulama olanağına sahip değiliz.

(2) Baki Işıkkara, a.g.e., s.85.

```

X(J) = A(J,I)
Y(J) = A(J,K)
11 CONTINUE
DO 12 L=1,N
TX=TX+X(L)
TY=TY+Y(L)
TXX=TXX+X(L)*X(L)
TXY=TXY+X(L)*Y(L)
12 CONTINUE
XOR=TX/N
YOR=TY/N
DO 13 LL= 1,N
F = X(LL)-XOR
E = Y(LL)-YOR
XYF=XYF+F*E
XF =XF+F*F
YF =YF+E*E
13 CONTINUE
P1=YOR*TXX-XOR*TXY
P2=TXX-N*XOR*XOR
A1=P1/P2
B1=XYF/XF
WRITE (3,50) K
WRITE (3,60) (X(JJ),Y(JJ),JJ= 1,N)
T1=XF/N
SX=SQRT (T1)
T2=YF/N
SY=SQRT (T2)
D1=XF*YF
D =SQRT (D1)
R =XYF/D
WRITE (3,65) SX,SY,R
TT=R*SQRT ((N-2)/(1.-R**2))

```

```
WRITE(3,25) XOR,YOR,TT
WRITE(3,45) A1,B1
WRITE(3,55)
10 CONTINUE
CALL EXIT
5 FORMAT(8F10.0)
50 FORMAT(17X,'X1',13X,'X',12,/,15X,25('*'))
60 FORMAT(10X,F10.3,5X.F13.3)
65 FORMAT(5X,'SX=',F10.3,5X,'SY=',F10.3,5X,'KORELASYON KAT.=' ,F5.2
25 FORMAT(/,5X,'XOR=',F10,3,5X,'YOR=',F10.3,5X,'T TESTI=',F9.5)
45 FORMAT(/,5X,'A1=',F7.3,5X,'B1=',F7.3)
55 FORMAT(2x,76('-'))
END
```

d. Seçilmiş Olan Değişkenler

Muhtemel bağımsız değişkenlerle, bağımlı değişken (talep) arasındaki korelasyon katsayıları ile anlamlılık dereceleri hesabı sonucu Tablo 19'da sunulmaktadır.

Belirtilen tablonun incelenmesinden de görüleceği gibi;

- yerli binek otomobili ortalama reel fiyatları,
- reel benzin fiyatları,
- serbest piyasa döviz kuru/resmi kur,
- yerli binek otomobili reel karaborsa fiyatı/reel piyasa fiyat
- reeskent faiz oranları.

dışında kalan diğer değişkenlerin talep ile arasındaki korelasyon kat-
yıları veya anlamlılık dereceleri düşüktür. Bu nedenle yukarıda sayıl-
bağımsız değişkenler haricinde kalanlar modelin dışına çıkartılmıştır

Modelimize esas teşkil eden seriler yani programımızın girdileri Tablo: 20 de sunulmaktadır.

4. Türkiye'deki Yerli Binek Otomobili Talep Fonksiyonunun Bulunması

Bu bölümde seçilmiş olan bağımlı ve bağımsız değişkenler kullanılmak suretiyle, talep fonksiyonunun elde edilişi aşama aşama aşağıdaki bölümlerde sunulmaktadır.

a. Talep Fonksiyonunun Kurulması

Fonksiyonumuz;

$$x_1 = \beta_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_n x_n \text{ 'dir.}$$

Yukarıdaki fonksiyonun kurulabilmesi ve fonksiyon katsayılarının test edilebilmesi için gerekli olan, "FORTRAN - IV" programlama diline göre hazırlanmış bilgisayar programı ve sonuçları aşağıdaki bölümlerde sunulmaktadır.

Tablo: 19. Bağımlı Değişken ile Bağımsız Değişkenler Arasındaki İlişkiler ve Bu İlişkilerin Anlamlık Derecesi

x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9	x_{10}	x_{11}
11566	45056	2.13	32.74	-11.1	1.36	45056	1.	7.5	10139	36215
30622	406x6	1.81	31.08	- 8.6	1.57	40606	1.	7.5	11614	37132
46533	34869	1.49	31.78	-12.4	2.	34869	1.	6.5	16791	38072
59418	28022	1.21	30.58	-21.2	2.17	28022	1.	8.0	17696	39036
73468	28123	1.03	32.54	- 8.8	2.11	28123	1.	8.0	20201	40025
70884	27926	0.86	36.79	-10.2	2.19	36850	1.32	8.0	24550	41039
79070	31094	1.36	37.20	-16.7	2.11	60263	1.94	8.0	24612	42078
97912	46739	1.53	36.45	-35.8	2.08	81133	1.74	9.5	20388	43144
51665	53046	2.25	30.50	-49.2	2.08	82395	1.55	9.5	15927	44236
27225	83404	4.90	40.19	-67.7	1.43	83404	1.	26.0	24221	45386
20024	60832	4.36	36.98	3.3	1.22	60832	1.	31.5	22459	46536
Kor.	$r_{12}^=$	$r_{13}^=$	$r_{14}^=$	$r_{15}^=$	$r_{16}^=$	$r_{17}^=$	$r_{18}^=$	$r_{19}^=$	$r_{1,10}^=$	$r_{1,11}^=$
Kat s.	-0.52	-0.64	0.08	-0.07	0.86	0.32	0.69	0.46	0.45	0.11
Hesap.										
t deg.	$t_{12}^=$	$t_{13}^=$	$t_{14}^=$	$t_{15}^=$	$t_{16}^=$	$t_{17}^=$	$t_{18}^=$	$t_{19}^=$	$t_{1,10}^=$	$t_{1,11}^=$
	1.80974	-2.48829	0.24408	-0.2227	5.12667	1.01725	2.82532	-1.5671	1.52993	0.31908
Anlam- lık Derece.	% 93	% 99	% 19	% 17	% 100	% 68.76	% 99.52	% 88.36	% 87.4	% 25

- x_1 : yerli binek otomobili talebi
 x_2 : yerli binek otomobili ortalama reel fiyatları
 x_3 : reel benzin fiyatları
 x_4 : sigortalı günlük reel ücretleri
 x_5 : reel faiz
 x_6 : serbest piyasa döviz kuru/resmi kur
 x_7 : yerli binek otomobili reel karaborsa fiyatları
 x_8 : yerli binek otomobili reel karaborsa fiyatı/reel piyasa fiyatı
 x_9 : reeskont faiz oranları
 x_{10} : mevduat bankalarının imalat sektörüne açmış olduğu kredilerin reel değerleri
 x_{11} : nüfus

C COKLU REGRESYON PROGRAMI

- C Y(I,1) TALEP MATRISI
 C X(I,J) BAGIMSIZ DEGISKENLER MATRISI
 C TX(I,J) BAGIMSIZ DEGISKENLER MATRISININ TRANSPOZESI
 C A(I,J) TX(I,J)*X(I,J) CARPIM MATRISI
 C B(I) COKLU REGRESYON KATSAYILARI
 C SBJ(I) STANDART HATALAR
 C T(I) T - TESTI

- C TXY(I,J) TX(I,J)*Y(I,1) CARPIM MATRISI
 C AZIZ TUTER I.D.M.M.A. TEMEL BILIMLER FAKULTESI
 DIMENSION X(11,10), Y(11,1), B(10), X1(10)
 DIMENSION A(10,10), B1(10,10), C1(10,10)
 DIMENSION TX(10,11), SBJ(10), TXY(10,1)
 DIMENSION YK(15), HATA (15)
 DIMENSION T(10)

N=6

M=11

```

READ(2,55)((X(I,J),I=1,M),J=1,N)
READ(2,55) (Y(I,1),I=1,M)
WRITE(3,120) ((X(I,J),J=1,N),I=1,M)
WRITE(3,125) (Y(I,1),I=1,M)
DO 30 I=1,M
DO 30 J=1,N
30 TX(J,I)=X(I,J)
WRITE(3,222)
WRITE(3,121)
WRITE(3,122) ((TX(I,J),J=1,M),I=1,N)
DO 40 I=1,N
DO 40 J=1,N
A(I,J) =0.
DO 40 K=1,M
A(I,J)=A(I,J)+TX(I,K)*X(K,J)
40 B1(I,J)=A(I,J)
C
C BIR MATRISIN INVERSINI DIREKT OLARAK BULMA PROGRAMI
C A(I,I) SIFIRDAN FARKLI OLMALI
WRITE(3,3) N,N
WRITE(3,4)((A(I,J),J=1,N),I=1,N)
DO 50 K=1,N
DO 15 I=1,N
DO 15 J=1,N
IF(I-K)16,15,16
16 IF(J-K)17,15,17
17 A(I,J)=A(I,J)-A(I,K)*A(K,J)/A(K,K)
15 CONTINUE
A(K,K)=-1./A(K,K)
DO 18 I=1,N
IF(I-K)19,18,19
19 A(I,K)=A(I,K)*A(K,K)
18 CONTINUE
DO 20 J=1,N

```

```

IF(J-K)21,20,21
21 A(K,J)=A(K,J)*A(K,K)
20 CONTINUE
50 CONTINUE
DO 22 I=1,N
DO 22 J=1,N
22 A(I,J)=-A(I,J)
WRITE(3,5)

WRITE(3,4)((A(I,J),J=1,N),I=1,N)
DO 90 I=1,N
DO 90 J=1,N
CI(I,J)=0.
DO 90 K=1,N
90 CI(I,J)=CI(I,J)+A(I,K)*B1(K,J)
WRITE(3,6)
WRITE(3,7)((CI(I,J),J=1,N),I=1,N)
YT=0.
DO 69 I=1,M
YT=YT+Y(I,1)*Y(I,1)
69 CONTINUE
DO 60 I=1,N
60 X1(I) = 0.
DO 70 I=1,N
DO 70 J=1,M
70 X1(I)=X1(I)+Y(J,1)*X(J,I)
DO 72 L=1,N
TXY(L,1)= 0.
DO 72 K= 1,M
72 TXY(L,1)=TXY(L,1)+TX(L,K)*Y(K,1)
DO 73 I=1,N
B(I)=0.
DO 73 K=1,N
73 B(I)=B(I)+A(I,K)*TXY(K,1)
TOP =0.

```



```

DO 25=1,N
25 TOP=TOP+B(J)*X1(J)
SS=(YT-TOP)/(M-N+1)
S=SQRT(SS)
WRITE(3,222)
WRITE(3,135) YT,S
DO 99 L=1,N
AA=A(L,L)
99 SBJ(L)=S*SQRT(AA)
WRITE(3,95) (A(L,L),L=1,N)
WRITE(3,74)
WRITE(3,75) (B(J),J=1,N)
WRITE(3,100)
WRITE(3,101) (SBJ(L),L=1,N)
C T TESTI
DO 110 I=1,N
110 T(I)=B(I)/SBJ(I)
WRITE(3,115)(T(I),I=1,N)
115 FORMAT(10X,' T TESTI SONUCLARI', //,8F10.5)
C TAHMIN HESABI
HAKT=0.
DO 61 I=1,M
YK(I)=B(1)
DO 63 J=2,N
63 YK(I)=YK(I)+B(J)*X(I,J)
HATA(I)=Y(I,1)-YK(I)
HAKT=HAKT+HATA(I)**2
61 CONTINUE
IYIL=1970
DO 65 J=1,M
IYIL=IYIL+1
WRITE(3,67) IYIL,HATA(J),YK(J),Y(J,1)

```

```

CONTINUE
WRITE(3,71) HAKT
OTO KORELASYON TESTI(VON - NEUMANN)
E1=0.
E2=HATA(1)**2
DO 64 I=2,M
E1=E1+(HATA(I)-HATA(I-1))**2
E2=E2+HATA(I)**2
CONTINUE
V1=E1/E2
V2=1.*(M-N)/(M-N-1)
V=V1*V2
WRITE(3,140) V
CALL EXIT
FORMAT(////////,10X,'INVERSI ALINACAK',2X,I2,'X',I2,2X,'BOYUTLU A
*MATRISI'/)
FORMAT(5X,6E10.3)
FORMAT(///,10X,' MATRISININ INVERSI'//)
FORMAT(10X,'MATRISIN INVERSI ILE CARPIMI')
FORMAT(10X,6F8.2)
FORMAT(8F10.2)
FORMAT(//,5X,'YIL=',I4,5X,'HATA=',F10.2,5X,'Y TAHMIN=',F10.2,5X,'T
*ALEP=',F10.2)
FORMAT(////,10X,'HATA KARELERI TOP.=' ,E10.3)
FORMAT(10X,'COKLU REGRESYON KATSAYILARI')
FORMAT(8E10.3)
FORMAT(5X,'INVERS MATRISIN ASAL KOSEGEN ELAMANLARI',/,8E10.3)
FORMAT(10X,'STANDART HATALARI')
FORMAT(8E10.3)
FORMAT(5X,6F9.2)
FORMAT(5X,' X MATRISININ TRANSPOZESI ',/)
FORMAT(2X,11F7.2)
FORMAT(5X,F10.3)
FORMAT(15X,'YT=',F16.2,5X,'S=',F10.2)
FORMAT(///,5X,'VON-NEUMANN OTO KOOR.ORANI =' ,F7.5)
FORMAT(1H1)
END

```

Tablo: 20. Türkiye'de Yerli Binek Otomobili Talebine Ait Bağımlı ve Bağımsız Değişkenler

x_1	x_2	x_3	x_6	x_8	x_9
11566.00	45056.00	2.13	1.36	1.00	7.50
30622.00	40606.00	1.81	1.57	1.00	7.50
46533.00	34869.00	1.49	2.00	1.00	6.50
59418.00	28022.00	1.21	2.17	1.00	8.00
73468.00	28123.00	1.03	2.11	1.00	8.00
70884.00	7926.00	0.86	2.19	1.32	8.00
79070.00	31094.00	1.36	2.11	1.94	8.00
97912.00	46739.00	1.53	2.08	1.74	9.50
51665.00	53046.00	2.25	2.08	1.55	9.50
27225.00	83404.00	4.90	1.43	1.00	26.00
20024.00	60832.00	4.36	1.22	1.00	31.50

x_1 : (Bağımlı değişken) Yerli binek otomobili talebi.

Bağımsız değişkenler:

x_2 : Yerli binek otomobili ortalama reel fiyatları,

x_3 : Reel benzin fiyatları

x_6 : Serbest piyasa döviz kuru/resmi kur

x_8 : Yerli binek otomobili reel karaborsa fiyatı/reel piyasa fiyatı.

x_9 : Reeskont faiz oranları

Çıktılar

$A(I,J)$ matrisinin inversi Tablo 21'de, çoklu regresyon denklemini katsayıları ve bu katsayılarla ait "t" testi oranları, standart hatalar, Von-Neumann otokorelasyon oranı Tablo 22'de verilmektedir. Anılan tablo incelendiği takdirde, regresyon katsayılarının % 5 anlam mertebesine göre olumlu olduğu, sistemde otokorelasyon bulunmadığı görülür. Çıktılara göre Türkiye'deki yerli binek otomobili talep fonksiyonu;

$$x_1 = -54073.88 + 1.134 x_2 - 41653.38 x_3 + 39088.31 x_6 + 20958.75 x_8 + 3988.63 x_9 \text{ dir.}$$

Bulunmuş olan talep fonksiyonundan geçmiş yıllara ait tahmin yaparak, fonksiyonu bir kere daha test edecek olursak Tablo: 23'deki sonucu elde ederiz. Sonuca ilişkin grafik ise Grafik 3'de sunulmaktadır.

Tablo: 21. A Matrisinin İnversi

İnvers matris

11.399	0.000	-2.283	-4.992	0.089	0.121
0.000	0.000	-0.000	0.000	0.000	0.000
-2.283	0.000	2.630	1.178	0.319	-0.207
-4.992	0.000	1.178	2.673	-0.677	-0.067
0.089	0.000	0.319	-0.677	1.216	-0.024
0.121	0.000	-0.207	-0.067	0.024	0.020

Tablo: 22. Çoklu Regresyon Denkleminin Katsayıları ve Testleri

YT (1)	S (2)	β_i (3)	S_{bj} (4)	$T_i = \beta_i / S_{bj}$ (5)	V (6)
36839650000.00	8746.68	-54,073.880	29,530.960	-1.831.	3.92018
		1.134	0.486	2.334	
		-41,653.380	14,184.640	-2.937	
		39,088.310	14,300.590	2.733	
		20,958.750	9.643.298	2.173	
		3,988.625	1.225.128	3.256	

$$(1) \text{ YT} = \sum_{i=1}^n X_1^2$$

$$(4) S_{bj} = \text{Standart hatalar}$$

$$(2) S = \text{Standart sapma}$$

$$(5) T_i = \beta_i / S_{bj} \text{ t testi oranları}$$

$$(3) \beta_i = \text{Çoklu regresyon kat(katsayıları).}$$

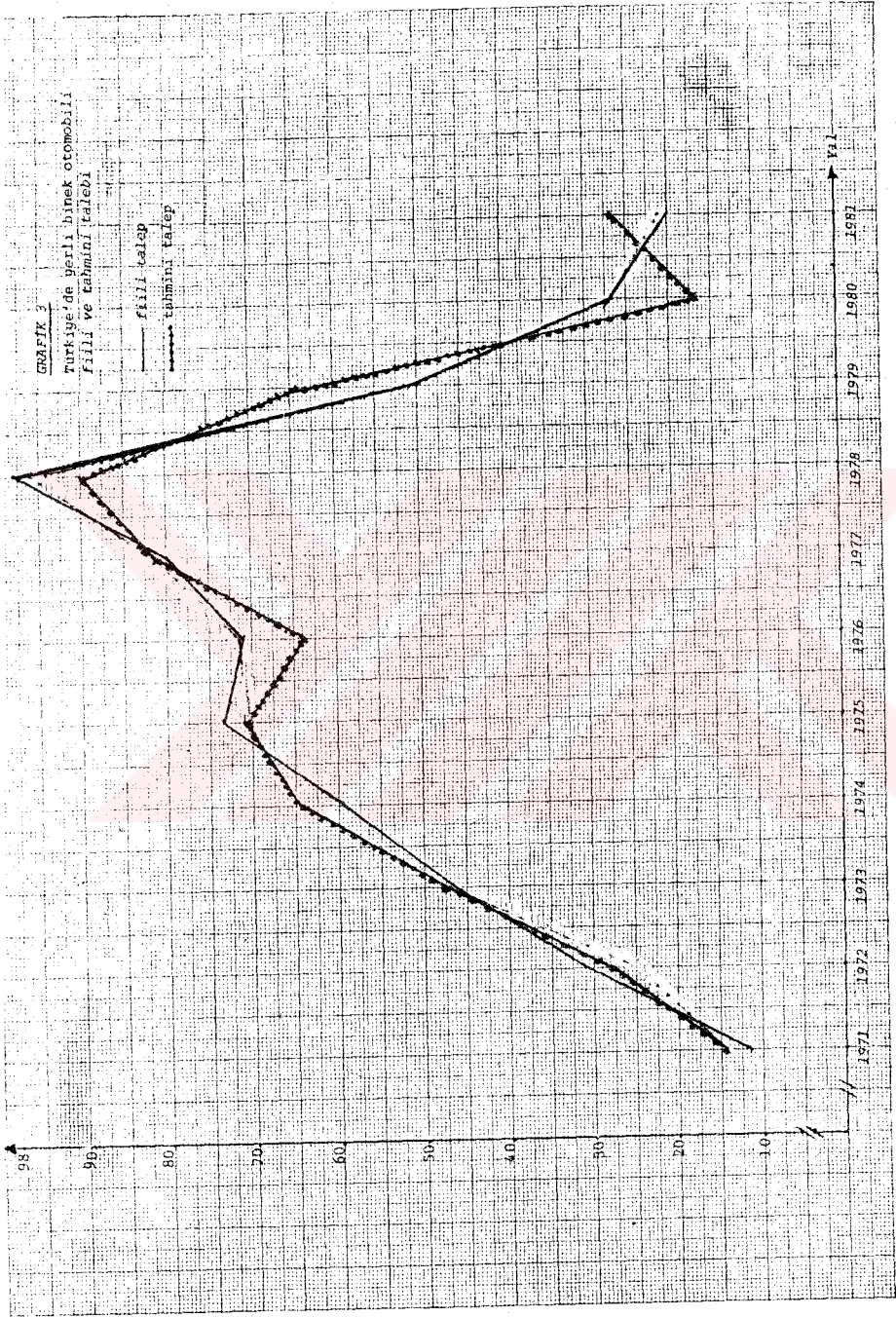
$$(6) V = \text{Von-Neumann oto korelasyon testi oranı}$$

Tablo: 23. 1971 - 1981 Yıllarına ait Yerli Binek Otomobili Talep Tahminleri ve Bu Tahminlerin Fiili Rakamlarla Mukayesesi

Yıllar	Fiili Talep (x_1)	Tahmini Talep (\hat{x}_1)	Hata ($x_1 - \hat{x}_1$)
1971	11566.00	12350.33	-784.33
1972	30622.00	28839.80	1782.20
1973	46533.00	48480.07	-1947.07
1974	59418.00	65003.60	-5585.60
1975	73468.00	70270.49	3197.52
1976	70884.00	64273.58	6610.42
1977	79070.00	79596.46	-526.45
1978	97912.00	90881.90	7030.10
1979	51665.00	64064.08	-12399.08
1980	27225.00	16998.89	10226.11
1981	20024.00	27614.52	-7590.52

Çoklu Korelasyon Katsayısının Hesabı

Seçilmiş olan bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken (talep) rindeki etkilerini belirleyen çoklu korelasyon katsayısı hesaplanmış $R_{1.2345} = 0.79$ olarak bulunmuştur. Bu sonuç bize değişkenler konusunda isabetli bir seçim yapılmış olduğunu göstermektedir.



SONUÇ

Bir olayı etkileyen birden fazla değişken var ise, bağımsız değişkenler ile bağımlı değişken arasındaki matematiksel ilişkiyi;

$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_n X_n + U_i$ şeklinde göstermek mümkündür.

Bu ilişkiden yararlanmak suretiyle herhangi bir olayın nedenleri ve olayın tahmini değerlerini analiz etmek mümkündür.

Çoklu regresyon adını verdiğimiz ve uygulama alanını yukarıda kabaca çizmiş olduğumuz bu yöntemin en uygun ve en fazla kullanım yeri talep tahminleridir. Çünkü, talebin matematiksel ifadesi de,

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_n X_n \text{ dir.}$$

Bu nedenle ülkemizdeki yerli binek otomobili talep analizini tezimizin uygulama alanı olarak seçtik.

Yaptığımız hesaplama sonucu bulduğumuz yerli binek otomobili talep fonksiyonu;

$$x_1 = -54073.88 + 1.134 x_2 - 41653.38 x_3 + 39088.31 x_6 + 20958.75 x_8 + 3988.63 x_9 \text{ dir.}$$

x_1 = yerli binek otomobili talebi,

x_2 = yerli binek otomobili ortalama reel fiyatları

x_3 = reel benzin fiyatları

x_6 = serbest piyasa döviz kuru/resmi kur.

x_8 = yerli binek otomobili reel karaborsa fiyatı/reel piyasa fiyatı

x_9 = reeskont faiz oranları

Talep fonksiyonundaki bağımsız değişkenlerin katsayılarına uygulanan "t" testi sonuçlarının olumlu olduğu ve otokorelasyon testi ile de otokorelasyon bulunmadığı görülmüştür. Ayrıca seçilmiş olan bağımsız değişkenler arasında çoklu korelasyon katsayısı hesaplanmış ve $R_{1.2345} = 0.79$ olarak bulunmuştur.

Sonuç olarak; 1971 - 81 yılları arasında Türkiye'deki yerli binek otomobili talebini; ortalama reel fiyatlar, reel benzin fiyatları, serbest piyasa döviz kuru/resmi kur, binek otomobili reel karaborsa fiyatı/reel piyasa fiyatı ve reeskont faiz oranları gibi faktörlerdeki değişmelerin etkilediği anlaşılmaktadır.

KAYNAKLAR

- AKÜN, F., İstatistik ve Kalite Kontrolü , İ.T.Ü. Yayınlarından, İstanbul, 1973.
- ARICI, H., İstatistik Yöntemler ve Uygulama , Hacettepe Üniversitesi Basımevi, Ankara, 1972.
- BARUTCUGİL, S.J., Türkiye'de Demir Çelik Endüstrisi , Bursa Üniversitesi yayını, İstanbul, 1978.
- BEALS, R.E., Statistics for Economists-An Introduction , Rand Mc Wolly and Comp. Chicago, 1972.
- BİRDAL, İ., Montaj Sanayinin Türk Ekonomisindeki Yeri ve Sorunları Doktora Tezi, İstanbul, 1973.
- Birleşmiş Milletler, İktisadi Kalkınma Projeleri için El Kitabı, Çev. Lütfullah Tenker - İmdat Osmanağaoğlu, Ayyıldız A.Ş. Yayını, Ankara, 1967.
- CASTELLANO, V., İstatistik Analizi , Çev. Dr. Haydar Furgaç, İ.Ü.İ.F. Yayınlarından, İstanbul, 1958.
- CILLOV, H., Türkiye Ekonomisi, İ.Ü.İ.F. Yayını, İstanbul, 1965.
- ----- İstatistik Tekniği ve Uygulaması , İ.Ü.İ.F- Yayınlarından İstanbul, 1976.
- CHRIST, Econometric Models and Methods , John Willey, New York, 1972.
- Devlet Yatırım Bankası, Yatırım Projelerinin hazırlanması ve değerlendirilmesi , A.Ü.S.B.F. Yayınlarından, Ankara, 1965.
- DEVREZ, G., Piyasa Araştırmalarında Bilgi Toplama Yöntemi , A.Ü.S. B.F. Yayını, Ankara, 1973.

DIVİRCİOĞLU, S., Mikro İktisat , İ.Ü.İ.F. Yayınlarından, İstanbul,1962.

D.İ.E. İstatistik Yıllıkları.

DOLUNAY, N., Talep Analizi Metodlarıyla Türkiye'de Çimento Tüketimi Üzerine Bir İstatistik Araştırma , Matematik araştırma enstitüsü baskı atölyesi, İstanbul, 1976.

DPT, Otomotiv Sanayii Özel İhtisas Komisyonu Raporları.

DURBIN, J. and WATSON, G.S., Testing for Serial Correlation in last Squares Regression , 1, Biometrika 37(1950).

ERTEK, T., Ekonometriye Giriş , O.D.T.Ü., Ankara, 1978.

FERMAN, C., Umumi İşletme Ders Notları , İ.Ü.İ.F. İstanbul, 1972.

FREUND, J.E., Prentice - Hall international Inc. 1972.

GENCELİ, M., İki Değişkenli Doğrusal Regresyonda Zaman Faktörü İ.Ü.İ.F. Mec. İstanbul, 1976.

GÖNENSAY, E., ORHAN, A., TANBERK, S., Türkiye Otomotiv Sanayi Ürünleri Talep Tahminleri , Boğaziçi Üniversitesi Yay. İstanbul, 1974.

GÜRTAN, K., İstatistik ve Araştırma Metodları, İktisat ve İş İdare-sine Tatbikatı , İ.Ü. Yayını, İstanbul, 1974.

Henderson, J., and Quandt, E.R., Micro Economic Theory Mc Graw-Hill Book Comp., Inc., New York, 1971.

Hiç, M., Montaj Sanayinin Ekonomik Etüdlere Konferans Heyeti Yayını, İstanbul, 1973.

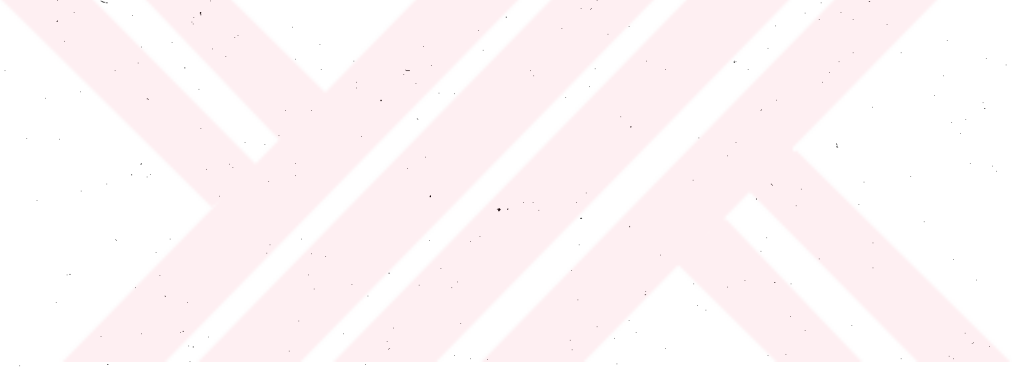
HOEL, P.G., and JESSEN, R.J., Basic Statistics for Business and Economics., John Wiley and Sons. Inc. New York, 1971.

İŞİKARA, B., Regresyon Yöntemleri ve Sorunları , İ.Ü. Yayınlarından, İstanbul, 1975.

JOHNSTON, H., Econometric Methods , Mac.Graw-Hill Book Comp., Inc., New York, 1972.

- KANE, E., Economic Statistics and Econometrics , New York, Harper International edition, 1969.
- KARGÜL , I.D., İktisat Biliminde Modellere Giriş , İ.Ü. Yayını, İstanbul, 1980.
- KILIÇBAY, A., Ekonometrinin Temelleri , İ.Ü. Yayını, İstanbul, 1980.
- KORUM, U., Matematik İstatistiğe Giriş , S.B.F. Yayını, Ankara,1971.
- KÖKSAL, B., İstatistik analiz Metodları , Çağlayan Kitapevi,İstanbul 1980.
- LEWIS, P.J., An Introduction to Mathematics for Students of Economic New York; Mac Millan St Matrins Press, 1967.
- MARCHAL, J., Fiyat Mekanizması , Çev. Dr. Hayrettin Erkmen, A.Ü. S.B.F. Yayını, Ankara, 1965.
- MOOD, A.A., and GRAYBILL, G.F., İstatistik Teorisine Giriş , Çev. Prof.Dr. Süeda Moralı, İ.T.Ü. Yayını, İstanbul, 1970.
- pekarun, I., Industrial Development Bank of Turkey Research on the Automotive Industry (Supply and Dement in Autotive Products), T.S.K.B. Yayını, İstanbul, 1977.
- MANİSALI, E., İktisada Giriş , İ.Ü. İktisat Fakültesi, İstanbul, 1980.
- RUFENER,E., Deney Neticelerinin Denklem Haline Konulması , Çev. Prof.Dr. Cemil Karadeniz, İ.Ü. Yayını, İstanbul, 1968.
- Türkiye Sınai Kalkınma Bankası, A.Ş. Otomotiv Sektör Araştırması, Karayolları Yolcu ve Yük Taşıtları Arz ve Talebi , Yay. No. 39. İstanbul, 1981.
- URAL, K., İstatistik Yöntemleri ve Uygulamaları , İ.Ü. Yayını, İstanbul, 1976.

- YAMANE, T., Statistics an Inroduction Analysis , Tokyo, A Harper International Edition, 1969.
- YOĞURTUĞİL, M.K., Ki Kare Üzerine Bir Deneme , İ.Ü. Yayını, İstanbul, 1978.
- YOĞURTUĞİL, M.K., Örnekleme Yöntemler ve Uygulama , İ.Ü. Yayını, İstanbul, 1976.



ÖZGEÇMİŞ

- Doğduğu yer, yılı : Samsun - Havza - Taşkaracaören köyü, 15.5.1945
- İlk Öğrenim : Taşkaracaören köyü ilk okulu
- Orta Öğrenim : Havza Orta Okulu - Samsun 19 Mayıs Lisesi
- Yüksek Öğrenim : İstanbul Üniversitesi Fen Fakültesi
Matematik-Fizik Bölümü
- Çalıştığı Kurumlar : - 30.12.1971'de İ.D.M.M.A. Elektrik Bölümü asistanlığına atanmış olup, bu görevde Mart 1974'de askere alınıncaya kadar kalmıştır.
- Askerlik görevini Kara Harp Okulunda öğretim görevlisi olarak yapmıştır.
- Kasım 1975 de askerlik sonrası İ.D.M.M.A. Temel Bilimler Bölümüne Uzman olarak girmiştir.26.7.1975 gün ve 388 sayılı kararla kürsü asistanlığına getirilmiş ve halen bu göreve devam etmektedir.
- Medeni Hali : Evli olup, halen bir kız çocuğu vardır.