YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ ★ FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

Çoklu Regresyon Yönteminin Dayanıklı Tüketim Malları

Aysun Anter

Yüksek Lisans Tezi

YILDIZ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNİN DAYANIKLI TÜKETİM MALLARI TALEBİNİN BULUNMASINDA KULLANILMASI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

MATEMATİK MÜH. AYSUN ANTER

İSTANBUL, 1986

YILDIZ ÜNİVERSİTESİ

FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNİN DAYANIKLI TÜKETİM MALLARI TALEBİNİN BULUNMASINDA KULLANILMASI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

MATEMATİK MÜH. AYSUN ANTER

İSTANBUL, 1986

İÇİNDEKİLER SAYFA NO

ÖZET II

SUMMARY III

BÖLÜM I- ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİ 1

1.1. Çoklu Regresyon Yönteminin Tanımı ve 1
Varsayımları 1
1.1.1. Parametrelerin En Küçük Kareler Yöntemiyle Kestirimi 3
1.1.2. Ortalama ve Variyans 5
1.1.3. Anlamlılık Testleri 7
1.1.4. Otokorelasyon 9

1.2. Çoklu Regresyon Yönteminin Talep Analiz Aracı Olarak Kullanılması 11
1.2.1. Talebin Matematiksel Tanımı 11
1.2.2. Bağımsız Değişkenlerin, Bağımlı Değişken Üzerindeki Etkisi 12
1.2.3. Talep Fonksiyonu 14

BÖLÜM II-ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNİN TÜRKİYE'DE DAYANIKLI TÜKETİM MALLARI TALEBİNE UYGULANMASI 15

2.1. Talep Fonksiyonunu Etkileyen Bağımsız Değişkenler 15
2.2. Buzdolabı Talebi ile İlgili Veriler 16
2.3. Program 21
2.4. Tablodaki Sonuç Değerlerin İrdelenmesi 28

SONUÇ 29

KAYNAKLAR 30

ÖZGEÇMİŞ 31

ÖZET

Bu çalışmanın birinci bölümünde çoklu regresyon yönteminin talep analizi aracı olarak kullanılmasının teorik açıklaması yapılmakta, ikinci bölümde ise, bu yöntem yardımı ile 1965-1985 yılları arasında Türkiye'deki buzdolabı talebini etkileyen faktörler incelemeye çalışılmaktadır.

Bu amaçla, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin seçimi yapılmış ve BASIC bilgisayar diline göre hazırlanmış program yardımı ile 1965-1985 yılları arasında (1965-1985 dahil) Türkiye'deki buzdolabı talebi analiz edilmiş ve talep fonksiyonu bulunmuştur.

SUMMARY

In the first section of this thesis, the multi regression method has been theoretically exemined.

In the second section, with the aid of this method the factors which determine the demand for refrigerators in Turkey , have been studied. This study covers years between 1965 and 1985.

For this purpose, the dependent and independent variables have been chosen and with the aid of the program prepared in BASIC programming Language, the demand for refrigerators in Turkey has been analysed and the demand function has been determined.

BÖLÜM-I ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİ

1.1. Çoklu Regresyon Yönteminin Tanımı ve Varsayımları

k-1 tane $x_2, x_3, \ldots, x_k$ açıklayıcı (bağımsız) değişkenleri ile y değişkenini 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
$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$
x_{2n}	x_{3n}	------	x_{kn}	y_n

gibi n tane gözlem yapmış olalım.

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

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

şeklinde gösterebiliriz (1) Burada sorun β_i $(i = 1,2,\ldots, n)$ katsayılarıyla U dağılımındaki parametrelerin kestirimidir.

---

(1) Tümay Ertek, Ekonometriye Giriş, Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Ankara 1978, s.136

Matrisyel olarak yukarıdaki lineer sistemi ,

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

olmak üzere,

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

şeklinde yazabiliriz.

Modelin Varsayımları (1)

1-) $E(U) = 0$ (1.2)

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

2-) $E(UU') = \sigma^2 . I_n$ (1.3)

Burada

$$UU' = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ u_n \end{bmatrix} . \begin{bmatrix} u_1 & u_2 & --- & u_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_1^2 & u_1.u_2 & --- & u_1.u_n \\ u_2.u_1 & u_2^2 & --- & u_2.u_n \\ - & - & - & - \\ - & - & - & - \\ u_n.u_1 & u_n.u_2 & --- & u_n^2 \end{bmatrix}$$

(1) Beals Ralph E., Statistics For Economists-An Introduction, Rayd Mc Wolly And Comp. Chicago, 1972, s.233-266.

$$E(UU') = \begin{bmatrix} E(u_1^2) & E(u_1.u_2) & --- & E(u_1.u_n) \\ E(u_2.u_1) & E(u_2^2) & ---- & E(u_2.u_n) \\ ------ & ------ & ---- & ------ \\ ------ & ------ & ---- & ------ \\ E(u_n.u_1) & E(u_n.u_2) & --- & E(u_n^2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & ----- & 0 \\ 0 & \sigma^2 & --- & 0 \\ -- & -- & -- & -- \\ -- & -- & -- & -- \\ 0 & 0 & --- & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

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

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

3-) Rang $X = k < n$ (1.4)

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

$x_2, x_3, ---, x_k$ ların lineer bağımsız olduklarını ifade etmektedir.

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

Dışsal edeğişkenler ya tesadüfidirler ya da kalıntılardan bağımsızdırlar. Bir diğer ifade ile bu varsayım lineer bağıntıyı göstermektedir.

1.1.1. Parametrelerin En Küçük Kareler Yöntemiyle Kestirimi

Tahmini parametreler ;

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

Buradan

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

ve

$$e = \left[e_1, e_2, \text{---}, e_n \right]'$$

ile matrisyel olarak

$$Y = X\hat{\beta} + e \tag{1.7}$$

yazılabilir (1)

Şimdi $\sum\limits_{i=1}^{n} e_i^2$ toplamını oluşturalım.:

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

$e'e = (Y' - \hat{\beta}' X')(Y - X\hat{\beta})$

$e'e = Y'Y - Y'X\hat{\beta} - \hat{\beta}' X' Y + \hat{\beta}' X' X\hat{\beta}$;

burada

$(Y'X\hat{\beta})' = \hat{\beta}' X' Y$ ve $Y'X\hat{\beta}$ skaler olduğundan transpozesine eşittir (2), yani

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

ve

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

bulunur.

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

---

(1) J.Johnston, Econometric Methods, Mc Graw-Hill Book Company inc. New York, 1960, s.108

(2) J.Johnston, a.g.e., s.108

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

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

elde edilir.

1.1.2. Ortalama ve Variyans

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

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

$$\hat{\beta} = \beta + (X'X)^{-1} X'U \qquad (1.10)$$

ortalama için

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

$E(\beta) = \beta$ ve X sabit olduğundan

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

$E(\hat{\beta}) = \beta$ bulunur.

Şu halde β'ların en küçük kareler yöntemiyle belirtilen kestirimleri tarafsızdır.

Variyans için :

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

$$(\hat{\beta}-\beta)(\hat{\beta}-\beta)' = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 - \beta_1 \\ \hat{\beta}_2 \quad \beta_2 \\ ----- \\ ----- \\ \hat{\beta}_k - \beta_k \end{bmatrix} \cdot \left[\hat{\beta}_1 - \beta_1 \;\; \hat{\beta}_2 - \beta_2 \; --- \; \hat{\beta}_k - \beta_k\right]$$

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

$$\mathrm{Var}\ (\hat{\beta}) = \begin{bmatrix} E\left[(\hat{\beta}_1 - \beta_1)^2\right] & E\left[(\hat{\beta}_1 - \beta_1)\ (\hat{\beta}_2 - \beta_2)\right] & \cdots & E\left[(\hat{\beta}_1 - \beta_1)\ (\hat{\beta}_k - \beta_k)\right] \\ E\left[(\hat{\beta}_2 - \beta_2)\ (\hat{\beta}_1 - \beta_1)\right] & E\left[(\hat{\beta}_2 - \beta_2)^2\right] & \cdots & E\left[(\hat{\beta}_2 - \beta_2)\ (\hat{\beta}_k - \beta_k)\right] \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ E\left[(\hat{\beta}_k - \beta_k)\ (\hat{\beta}_1 - \beta_1)\right] & E\left[(\hat{\beta}_k - \beta_k)\ (\hat{\beta}_2 - \beta_2)\right] & \cdots & E\left[(\hat{\beta}_k - \beta_k)^2\right] \end{bmatrix} \tag{1.11}$$

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

$\mathrm{Var}\ (\hat{\beta}_i) = E\left[(\hat{\beta}_i - \beta_i)^2\right]$,

$\mathrm{Cov}\ (\hat{\beta}_i , \beta_j) = E\left[(\hat{\beta}_i - \beta_i)\ (\hat{\beta}_j - \beta_j)\right]$ dir.

Şu halde ;

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

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

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

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

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

(1.11) den yararlanarak,

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

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

Şu halde,

$\hat{\beta}_i$ $(i = 1,2,\ldots, k)$ katsayılarının variyansı ,

$(X'X)^{-1}$ matrisinin asal köşegeni üzerindeki (i) numaralı elemanın, U_i lerin variyansı olan σ^2 ile çarpımına eşittir.

1.1.3- Anlamlılık Testleri - Güven Aralığı

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

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

$E(U) = 0$

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

U_i $(i = 1,2,\ldots, n)$

U normal bir dağılım göstermekte olup,

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

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

$U'U = (Y - X\beta)'(Y - X\beta)$ ile

$$L = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2}} \cdot e^{\left[-\frac{(Y-X\beta)'(Y-X\beta)}{2\sigma^2}\right]} \quad \text{dir.} \qquad (1.12)$$

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

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

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

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

$A' = A$, $A^2 = A$, $tr(A) = n-k$ ve $rank(A) = n-k$ olduğu söylenebilir. Öyle bir P ortogonal matrisi bulunabilir ki, E_{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

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

eşitlikleriyle birbirine dönüştürür.

$U = PV$ dönüşümünü $e'e = U'AU$ eşitliğine uygulayalım.

$e'e = V'P'APV = V'E_{n-k} \quad V = V_1^2 + V_2^2 + \ldots + V_{n-k}^2$

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

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

1.1.4- Otokorelasyon

Bir gözlemin hata payının bir başka gözleme bağlı olmasına otokorelasyon adı verilmektedir (1)

Cochran ve Orcutt otokorelasyon ölçüsü olarak

$D = \sigma^2 / S^2$ oranını kullanmışlardır. Burada (2)

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} \; \Sigma \, (X_{i+1} - X_i)^2 \; , \quad S^2 = \frac{1}{n} \Sigma \, (X_i - \overline{X})^2$$

$$\overline{X} = \frac{\Sigma X}{n}$$ dir.

(1) Ahmet Kılıçbay, <u>Ekonometrinin Temelleri,</u> I.Ü.İktisat Fakültesi, İstanbul, 1980, s.154

(2) Mehmet Genceli, <u>İki Değişkenli Doğrusal Regresyonda Zaman Faktörü</u> İ.Ü.İktisat Fakültesi, İstanbul, 1976, s.174

D, ardışık terimler arasındaki farkların karelerinin, serinin variyansına oranıdır ve Von-Neumann oranı olarak adlandırılmaktadır. 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.

1.2- Çoklu Regresyon Yönteminin Talep Analiz Aracı Olarak Kullanılması

1.2.1. Talebin Matematiksel Tanımı

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

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

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

$$Y = f\,(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6) \qquad (1.13)$$

Y : (A) malından talep edilen miktar

x_1 : (A) malının fiyatı

x_2 : (A) malının yerine ikame 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

---

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

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

1.2.2- 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.;

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

(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)

İkame Mallarının Fiyatının Talep Üzerindeki Etkisi :

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

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

Rakip malların fiyatları ile talep arasında pozitif bir ilişki vardır. Yani rakip malların fiyatları yükseldikçe talep artmakta, fiyat düştükçe talep azalmaktadır. ($\frac{\partial Y}{\partial x_2} > 0$) (2).

---

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

(2) İ.Doğan Kargül, <u>a.g.e.,</u> s.69-71.

Tamamlayıcı Mal Fiyatlarının Talep Üzerindeki Etkisi :

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

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

Tamamlayıcı malların fiyatları ile talep arasındaki ilişki negatiftir. Şu halde, tamamlayıcı malların fiyatları yükseldikçe talep azalmakta, fiyat düştükçe talep artmaktadır ($\frac{\partial Y}{\partial x_3} < 0$) (1)

Tüketici Gelirlerinin Talep Üzerindeki Etkisi :

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

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

Tüketicilerin geliri ile talep arasındaki ilişki de pozitiftir. Yani tüketicilerin gelirleri arttıkça talep de artmaktadır ($\frac{\partial Y}{\partial x_4} > 0$) (2).

(1) İ.Doğan Kargül, a.g.e., s.69-71

(2) İ.Doğan Kargül, a.g.e., s.69-71

1.2.3- Talep Fonksiyonu

β_1, β_2, β_3, β_4, β_5 'i talep fonksiyonunun parametreleri olarak varsayacak olursak, talep fonksiyonu :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 \qquad (1.14)$$

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.

---

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

BÖLÜM II- ÇOKLU REGRESYON YÖNTEMİNİN TÜRKİYE'DE DAYANIKLI TÜKETİM MALLARI TALEBİNE UYGULANMASI

Türkiye'deki dayanıklı tüketim malları talebini incelerken bu mallardan buzdolabı ele alınmış ve buzdolabı talebi incelenmeye çalışılmıştır.

Talebi etkileyen faktörleri genel olarak şöyle sıralayabiliriz :

- Üretim miktarı
- Malın fiyatı
- Tamamlayıcı malların fiyatları
- Rakip malların fiyatları
- Merkez Bankasının sanayi kesimine uyguladığı reeskont hadleri
- Faiz haddi
- Enflasyon oranları
- Gelir
- Zevkler ve alışkanlıklar
- Pazarlama politikaları (reklam, ambalaj, v.s.)
- Satış sonrası hizmetler
- Kişi başına milli gelir

2.1. Talep Fonksiyonunu Etkileyen Bağımsız Değişkenler :

Y : Buzdolabı talep fonksiyonu (bağımlı değişken)

x_1 : Buzdolabı fiyatları

x_2 : Enflasyon oranları

x_3 : Faiz hadleri

x_4 : T.C.Merkez Bankasının sanayi kesimine uyguladığı reeskont hadleri

x_5 : Üretim miktarı

2.2. Buzdolabı Talebi ile İlgili Veriler :

Arçelik firmasının buzdolabı talebi ile ilgili verileri :

YILLAR	Üretim Miktarı (*)	Fiyat (TL) (*)
1965	35 000	950
1966	45 000	2900
1967	72 000	4500
1968	36 000	8500
1969	70 000	10 000
1970	105 000	10 900
1971	116 000	11 000
1972	128 000	11 500
1973	160 000	12 000
1974	160 000	12 900
1975	190 000	13 000
1976	285 000	13 500
1977	125 000	14 000
1978	305 000	14 500
1979	230 000	14 500
1980	124 000	32 200
1981	355 000	41 750
1982	280 000	47 650
1983	215 000	69 000
1984	250 000	99 000
1985	260 000	115 000

(*) Kaynak : Arçelik A.Ş.

A.E.G. Profilo Fırmasının Buzdolabı Talebi ile İlgili Verileri :

YILLAR	Üretim Miktarı (*)	Fiyat (TL) (*)
1965	12 838	1000
1966	19 767	2500
1967	28 342	5500
1968	28 250	7900
1969	42 206	12 000
1970	52 210	13 000
1971	66 893	13 200
1972	74 839	15 000
1973	96 812	19 500
1974	138 876	20 200
1975	166 625	23 500
1976	210 000	25 000
1977	241 855	29 000
1978	433 170	30 000
1979	381 443	40 100
1980	346 614	45 000
1981	311 925	48 550
1982	240 934	68 050
1983	190 679	101 880
1984	206 615	124 300
1985	226 142	160 600

(*) Kaynak : Profilo Elektrikli Gereçler San.A.Ş.

T.C.Merkez Bankası'nın Sanayi kesimine uyguladığı Reeskont hadleri (x)

YILLAR	Faiz Oranları (%) (1)
1965	3.0
1966	3.0
1967	3.5
1968	3.5
1969	4.0
1970	4.5
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	26.0
1980	31.5
1981	31.5
1982	31.5
1983	31.5
1984	35.5
1985	35.5

(x) Kaynak : T.C.Merkez Bankası İstanbul Şubesi Müdürlüğü

(1) Yıl sonlarında uygulanan faiz hadleridir.

Enflasyon Oranları (*) ve Mevduat Faiz Hadleri (**):

YILLAR	Enflasyon Oranı (%)	Mevduat Faiz Haddi (%)
1965	5.4	5.0
1966	7.0	5.0
1967	6.7	5.0
1968	2.4	5.0
1969	8.3	5.0
1970	9.4	5.0
1971	17.1	9.0
1972	15.5	9.0
1973	21.0	9.0
1974	26.9	9.0
1975	11.4	9.0
1976	17.3	9.0
1977	28.5	9.0
1978	53.6	9.0
1979	75.1	20.0
1980	90.3	33.0
1981	34.1	50.0
1982	27.4	50.0
1983	28.1	45.0
1984	46.4	45.0
1985	41.7	45.0

(*) Kaynak : İTO, Toptan Eşya Endeksi

(**) Kaynak : Vakıflar Bankası, Beşiktaş Şubesinden alınmıştır.

YILLAR	TALEP	Toplam Üretim Miktarı	Ortalama Fiyat
1965	52 000	47 838	965
1966	70 000	64 767	2790
1967	100 000	100 342	4800
1968	100 000	64 250	8250
1969	120 000	112 206	10 700
1970	170 000	157 210	11 500
1971	200 000	182 893	11 800
1972	230 000	212 839	12 190
1973	230 000	256 812	14 900
1974	230 000	298 876	16 300
1975	400 000	356 625	17 900
1976	530 000	495 000	18 400
1977	450 000	366 855	23 000
1978	780 000	738 170	23 600
1979	650 000	611 443	30 400
1980	532 000	470 614	41 500
1981	572 000	666 925	44 900
1982	470 000	520 934	57 500
1983	432 000	405 679	85 500
1984	385 000	456 615	110 800
1985	480 000	486 142	140 000

2.3. Program

```
1000 INPUT "CI-A2  ?  "A$
1010 OPEN A$ AS FILE 1
1020 DIM A(25.25).B(25.25).C(25.25).A1(25.25).C1(10)
1030 DIM X(22.22).Y(22.1).B1(22).X1(22)
1040 DIM T1(22.22).S1(22).T(22).B2(22).X3(22)
1050 DIM Y9(25).H(25).S3$(200)=1
1060 INPUT "N , M  ? "N.M
1070 FOR J=1 TO M
1080   FOR I=1 TO N
1090     READ X(I.J)
1100 NEXT I : NEXT J
1110 FOR I=1 TO N
1120   READ Y(I.1)
1130 NEXT I
1140 FOR I=1 TO M
1150   FOR J=I TO M
1160     A1(I.J)=0
1170     FOR L=1 TO N
1180       A1(I.J)=A1(I.J)+X(L.J)
1190     NEXT L
1200     A1(J.I)=A1(I.J)
1210     GOTO 1260
1220     FOR L=1 TO N
1230       A1(I.J)=A1(I.J)+X(L.I)*X(L.J)
1240     NEXT L
1250     A1(J.I)=A1(I.J)
1260   NEXT J
1270 NEXT I
1280 ; #1 TAB(15) "X MATRISI"
1290 FOR I=1 TO N
1300   FOR J=1 TO M
1310     ; #1 USING "##########.##" X(I.J);
1320 NEXT J : ; #1 : NEXT I
1330 ; #1
1340 ; #1 TAB(15) "TALEP" : ; #1
1350 FOR I=1 TO N
1360   ; #1 USING "##########.##" TAB(15) Y(I.1)
1370   FOR J=1 TO M
1380     T1(J.I)=X(I.J)
1390 NEXT J : NEXT I
1400 ; #1
1410 FOR I=1 TO M
1420   FOR J=1 TO M
1430     A(I.J)=0
1440     FOR K=1 TO N
1450       A(I.J)=A(I.J)+T1(I.K)*X(K.J)
1460     NEXT K
1470     B(I.J)=A(I.J)
1480 NEXT J : NEXT I
1490 FOR K=1 TO M
1500   FOR I=1 TO M
1510     FOR J=1 TO M
1520       IF I=K THEN 1550
1530         IF J=K THEN 1550
```

```
154Ø A(I,J)=A(I,J)-A(I,K)*A(K,J)/A(K,K)
155Ø NEXT J : NEXT I
156Ø A(K,K)=-1/A(K,K)
157Ø FOR I=1 TO M
158Ø    IF I=K THEN 16ØØ
159Ø    A(I,K)=A(I,K)*A(K,K)
16ØØ NEXT I
161Ø FOR I=1 TO N
162Ø    IF I=K THEN 164Ø
163Ø    A(K,I)=A(K,I)*A(K,K)
164Ø NEXT I
165Ø NEXT K
166Ø FOR I=1 TO M
167Ø    FOR J=1 TO M
168Ø       A(I,J)=-A(I,J)
169Ø NEXT J : NEXT I
17ØØ : #1 TAB(15) 'INVERS MATRIS' : : #1
171Ø FOR I=1 TO M
172Ø    FOR J=1 TO M
173Ø       : #1 USING "######.###" A(I,J);
174Ø    NEXT J
175Ø    : #1
176Ø NEXT I
177Ø : #1
178Ø Y2=Ø
179Ø FOR I=1 TO N : Y2=Y2+Y(I,1)^2 : NEXT I
18ØØ FOR I=1 TO M
181Ø    X3(I)=Ø
182Ø    FOR J=1 TO N
183Ø       X3(I)=X3(I)+Y(J,1)*X(J,I)
184Ø    NEXT J
185Ø NEXT I
186Ø FOR I=1 TO M
187Ø    X1(I)=Ø
188Ø    FOR J=1 TO N
189Ø    X1(I)=X1(I)+T1(I,J)*Y(J,1)
19ØØ NEXT J : NEXT I
191Ø FOR I=1 TO M
192Ø    B1(I)=Ø
193Ø    FOR J=1 TO M
194Ø       B1(I)=B1(I)+A(I,J)*X1(J)
195Ø NEXT J : NEXT I
196Ø T3=Ø
197Ø FOR J=1 TO M
198Ø    T3=T3+B1(J)*X3(J)
199Ø NEXT J : S4=(Y2-T3)/(N-M+1) : S=SQR(S4)
2ØØØ : #1 : : #1 'TOPLAM ve STANDART SAPMA'
2Ø1Ø : #1 USING "##############.##" Y2,S : : #1
2Ø2Ø FOR L=1 TO M
2Ø3Ø    S1(L)=S*SQR(A(L,L))
2Ø4Ø NEXT L
2Ø5Ø : #1 'REG.KATSAY..STANDART HATA' : : #1
2Ø6Ø FOR I=1 TO M
2Ø7Ø : #1 USING "#########.#.###" B1(I).S1(I) : NEXT I
```

```
2080 ; #1 : ; #1' ' ; #1;
2090 FOR I=1 TO M
2100   T(I)=B1(I)/S1(I) ; ; #1 USING "####.#,##" T(I);
2110 NEXT I
2120 ; #1
2130 ; #1 'TAHMIN HESABI' ; ; #1
2140 H1=0
2150 FOR I=1 TO N
2160   Y9(I)=B1(1)
2170   FOR J=2 TO M
2180   Y9(I)=Y9(I)+B1(J)*X(I,J) ; NEXT J
2190   H(I)=Y(I,1)-Y9(I)
2200   H1=H1+H(I)*H(I)
2210 NEXT I
2220 I1=1964
2230 ; #1 'YIL      TALEP        TAHMIN            HATA ' ; ; #1
2240 FOR I=1 TO N
2250   I1=I1+1 ; ; #1,I1;
2260 ; #1 USING '#########,##' Y(I,1),Y9(I),H(I) ; NEXT I ; ; #1
2270 ; #1
2280 E1=0
2290 E2=H(1)^2
2300 FOR I=2 TO N
2310   E1=E1+(H(I)-H(I-1))^2
2320 E2=E2+H(I)^2 ; NEXT I
2330 V1=E1/E2
2340 V2=1*(N-M)/(N-M-1)
2350 V=V1*V2
2360 ; #1 'VON -NEUMAN OTO.KOR.ORANI =' V ; ; #1 ; ; #1
2370 GOSUB 2400
2380 CLOSE 1
2390 END
2400 !
2410 ! GRAFIK CIZIMI
2420 FOR K=1 TO N
2430   FOR I=1 TO 77
2440   S3$(I)=" " ; NEXT I
2450   LX=1+Y(K,1)/9000 ; JX=1+Y9(K)/9000
2460   S3$(LX)="@" ; S3$(JX)="*" ; S3$(2)="."
2470   ; #1 1964+K;
2480   FOR I=1 TO 80 ; ; #1 S3$(I); ; NEXT I ; ; #1 ; ; #1 ; ; #1
2490 NEXT K
2500 ; #1
2510 ; #1 TAB(15) "@ ; Fiili Talep Egrisi"
2520 ; #1 TAB(15) "* ; Tahmini Talep Egrisi"
2530 RETURN
2540 DATA 1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1
2550 DATA 965,2790,4800,8250,10700,11500,11800,12190,14900,16300,1790
2560 DATA 18400,23000,23600,30400,41500,44900,57500,85500,110800,140
2570 DATA 5.4,7.6,7.2,4.8,3.9,4.17,1.15,5.21,1.26,9
2580 DATA 11.4,17.3,28.5,53.6,73.1,90.3,34.1,27.4,28.1,46.4,41.7
2590 DATA 5,5,5,5,5,5,9,9,9,9,9,9,9,9,20,33,50,50,45,45,45
2600 DATA 3,3,3,5,3,5,4,4,5,7,5,7,5,6,5,8,8,8,8,9,5,9,5
```

```
2610 DATA 26,31.5,31.5,31.5,35.5,35.5
2620 DATA 47838,64767,100342,64250,112206,157210,182893,212839
2630 DATA 256812,298976,356625,495000,366855,738170,611443
2640 DATA 470614,666925,520934,405679,456615,486142
2650 DATA 52000,70000,100000,100000,120000,170000,200000,230000
2660 DATA 230000,230000,400000,530000,450000,780000,650000
2570 DATA 532000,572000,470000,432000,385000,480000
```

X MATRISI

1.00	965.00	5.40	5.00	3.00	47838.00
1.00	2790.00	7.00	5.00	3.00	64767.00
1.00	4800.00	6.70	5.00	3.50	100342.00
1.00	8250.00	2.40	5.00	3.50	64250.00
1.00	10700.00	8.30	5.00	4.00	112206.00
1.00	11500.00	9.40	5.00	4.50	157210.00
1.00	11800.00	17.10	9.00	7.50	182893.00
1.00	12190.00	15.50	9.00	7.50	212839.00
1.00	14900.00	21.10	9.00	6.50	256812.00
1.00	16300.00	26.90	9.00	8.00	298976.00
1.00	17900.00	11.40	9.00	8.00	356625.00
1.00	18400.00	17.30	9.00	8.00	495000.00
1.00	23000.00	28.50	9.00	8.00	366855.00
1.00	23600.00	53.60	9.00	9.50	738170.00
1.00	30400.00	75.10	20.00	9.50	611443.00
1.00	41500.00	90.30	33.00	26.00	470614.00
1.00	44900.00	34.10	50.00	31.50	666925.00
1.00	57500.00	27.40	50.00	31.50	520934.00
1.00	85500.00	28.10	45.00	31.50	405679.00
1.00	110800.00	46.40	45.00	35.50	456615.00
1.00	140000.00	41.70	45.00	35.50	486142.00

TALEP

```
 52000.00
 70000.00
100000.00
100000.00
120000.00
170000.00
200000.00
230000.00
230000.00
230000.00
400000.00
530000.00
450000.00
780000.00
650000.00
532000.00
572000.00
470000.00
432000.00
385000.00
480000.00
```

INVERS MATRIS

0.188	0.000	0.000	0.008	-0.015	0.000
0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.000	0.000	0.000	-0.000	0.000
0.008	0.000	0.000	0.007	-0.011	0.000
-0.015	0.000	-0.000	-0.011	0.021	0.000
0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

TOPLAM ve STANDART SAPMA

3340261000000.00 40398.55

REG.KATSAYI.STANDART HATA

14.772.000	17.493.090
0.314	0.644
841.320	581.839
-2.475.405	3.258.307
272.251	5.787.790
0.998	0.070

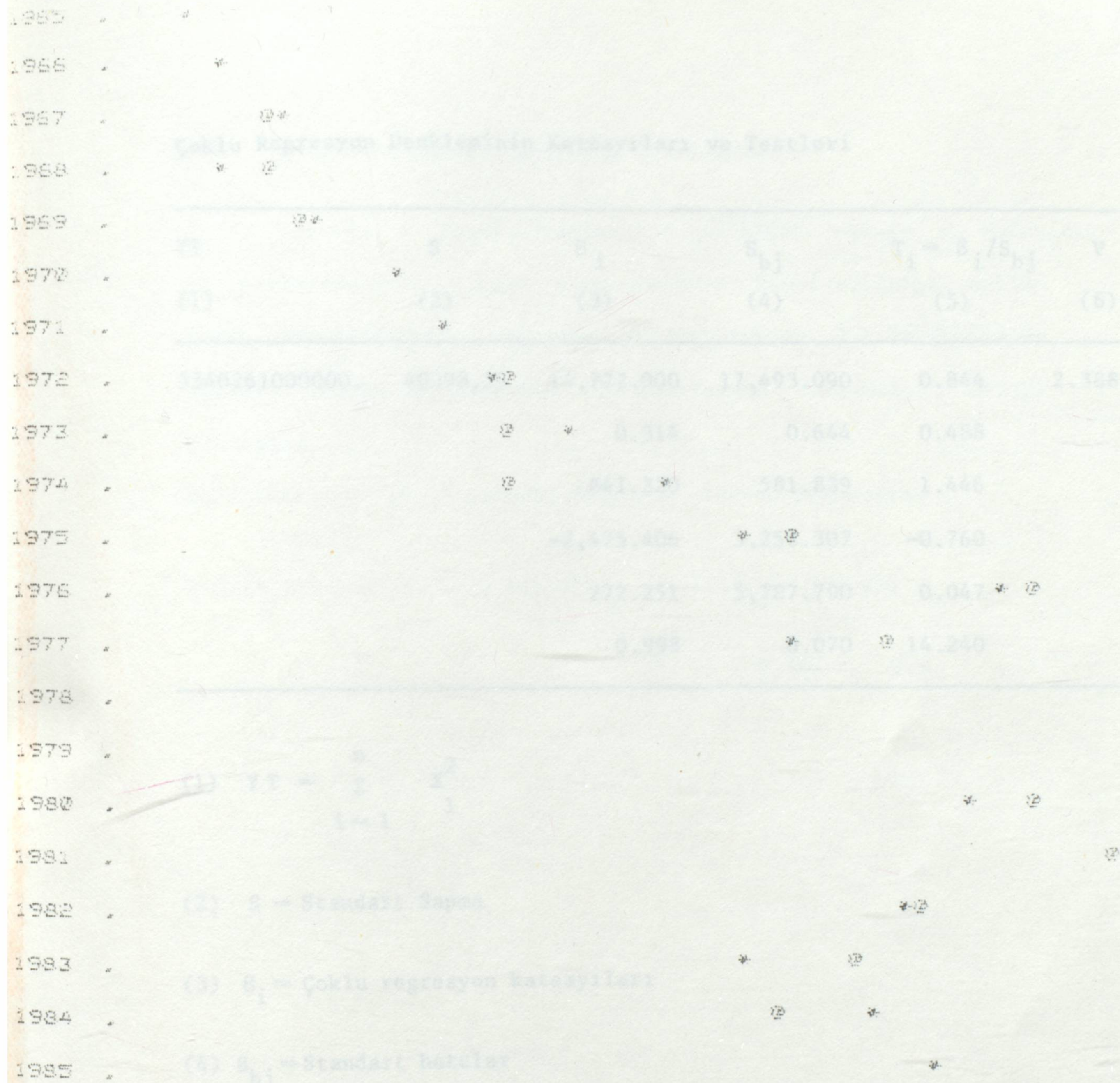
T TESTI

0.844	0.488	1.446	-0.760	0.047	14.240

TAHMIN HESABI

YIL	TALEP	TAHMIN	HATA
1965	52000.00	55818.82	-3818.82
1966	70000.00	74640.15	-4640.15
1967	100000.00	110673.10	-10673.09
1968	100000.00	72106.07	27893.93
1969	120000.00	125854.50	-5854.49
1970	170000.00	172098.80	-2098.75
1971	200000.00	195227.80	4772.17
1972	230000.00	223901.90	6098.13
1973	230000.00	273094.70	-43094.66
1974	230000.00	320818.70	-90818.72
1975	400000.00	365936.80	34063.22
1976	530000.00	503209.00	26790.97
1977	450000.00	392139.70	57860.28
1978	780000.00	784568.60	-4568.56
1979	650000.00	651042.60	-1042.56
1980	532000.00	499029.80	32970.25
1981	572000.00	608225.30	-36225.31
1982	470000.00	460793.50	9206.50
1983	432000.00	367491.00	64509.03
1984	385000.00	442781.40	-57781.44
1985	480000.00	477483.80	2516.19

VON -NEUMAN OTO.KOR.ORANI = 2.388



@ ; Fiili Talep Eğrisi
* ; Tahmini Talep Eğrisi

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)
3340261000000.	40398.55	14,772.000	17,493.090	0.844	2.388
		0.314	0.644	0.488	
		841.320	581.839	1.446	
		-2,475.406	3,258.307	-0.760	
		272.251	5,787.790	0.047	
		0.998	0.070	14.240	

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

(2) S = Standart Sapma

(3) β_i = Çoklu regresyon katsayıları

(4) S_{bj} = Standart hatalar

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

(6) V = Von-Neumann oto-korelasyon testi oranı

Tablodaki Sonuç Değerlerin İrdelenmesi :

Tabloda t testi oranlarının çok küçük olduğu ve dolayısıyla parametrelerle ilgili t-testlerinin kabul edildiği, anılan tablo incelendiğinde regresyon katsayılanının % 1 mertebesinde anlamlı olduğu ve sistemde oto-korelasyon bulunmadığı ortaya çıkmıştır.

Bu çıktılara göre modelin denklemi (talep fonksiyonu) :

$$Y = 14.772 + 0.314\ x_1 + 841.32\ x_2 - 2.475\ x_3 + 272.251\ x_4 + 0.998\ x_5 \text{ dir.}$$

SONUÇ

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

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

Bu ilişkiden yararlanarak herhangi bir olayın nedenlerini ve olayın tahmini değerlerini analiz etmek mümkündür.

Çoklu regresyon adı verilen ve uygulama alanı yukarıda açıklanan bu yöntemin en uygun ve en fazla kullanım yeri talep tahminleridir. Çünkü, talebin matematiksel ifadesi de,

$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \ldots + \beta_n X_n$ dir.

Yapılan hesaplama sonucu bulunan buzdolabı talep fonksiyonu :

$$Y = 14.772 + 0.314\, X_1 + 841.32\, X_2 - 2.475\, X_3 + 272.251\, X_4 + 0.998\, X_5$$ dir.

KAYNAKLAR

- Tümay Ertek, Ekonometriye Giriş , Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Ankara, 1978.
- Beals, R.E., Statistics for Economists-An Introduction, Rayd Mc Wolly and Comp. Chicago, 1972.
- Johnston, H., Econometric Methods, Mc Graw-Hill Book Comp., Inc., New York, 1972.
- Ahmet Kılıçbay, Ekonometrinin Temelleri, İ.Ü.İktisat Fakültesi, İstanbul, 1980.
- Mehmet Genceli, İki Değişkenli Doğrusal Regresyonda Zaman Faktörü, İ.Ü.İktisat Fakültesi, İstanbul, 1976.
- Henderson, J., and Quandt, E.R., Micro Economic Theory, Mc Graw-Hill Book Comp., Inc., New York, 1971.
- Nergis Dolunay, Talep Analizi Metodlarıyla Türkiye'de Çimento Tüketimi Üzerine Bir İstatistiki Araştırma, Matematik Araştırma Enstitüsü, İstanbul, 1976.
- İ.Doğan Kargül, İktisat Biliminde Modellere Giriş, İ.Ü.İktisat Fakültesi, İstanbul, 1980.
- Aziz Tüter, Çoklu Regresyon Yöntemi ile Talep Analizi, Yıldız Üniversitesi, Doktora Tezi, 1982.

ÖZGEÇMİŞ

Doğduğu yer, yılı	: İstanbul, 22.04.1962
İlk Öğretim	: K.Maltepe, Afyon İlkokulu
Orta Öğretim	: K.Maltepe Lisesi
Yüksek Öğretim	: Yıldız Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi, Matematik Mühendisliği
Çalıştığı Kurumlar	: 5.10.1984 tarihinde Y.Ü.Fen-Edebiyat Fakültesi Matematik Bölümüne Araştırma görevlisi olarak girdi.
Medeni Hali	: Bekar.