

## EŞANLI EKONOMETRİK YÖNTEMLERDE SAPMASIZLIK VE BİR UYGULAMA

Şenay ÜÇDOĞRUK\*

### ÖZET

*Bu çalışmada eşanlı ekonometrik denklem modellerine en küçük kareler yöntemi (EKKY) uygulandığında yapısal parametre tahminlerinin sapmalı sonuçlar verebileceği; buna karşın tek denklem yöntemi olan İki Aşamalı En Küçük Kareler (2AEKK) ve bir sistem yöntemi olan Üç Aşamalı En Küçük Kareler (3AEKK) uygulandığında ise sapmasız sonuçlar verebileceği ortaya çıkarılmaktadır.*

### SUMMARY

#### The Unbiadness of Simultaneous Equation Systems and Application

*Since the application of ordinary least squares to an equation belonging to a system of simultaneous equations yields biased and inconsistent estimates, the obvious solution is to apply other methods of estimation which give better estimates of the parameters. For example, two and three stage least squares (2SLS and 3SLS) estimates are asymptotically unbiased. In this paper, this properties of 2SLS and 3SLS are theoretically established by deriving in formulations.*

### 1. GİRİŞ

Bilindiği üzere, ekonometrik model esas itibariyle bağımlı ve bağımsız değişkenler, bunlar arasında bağlantı kuran parametreler ve hata payları ile ta-

\* Araş. Gör. Dr.; D.E.Ü. İ.İ.B.F. Ekonometri Bölümü.

nımlanmaktadır. Tek denklemlı bir modelde bağımsız deęişken niteliğini taşıyan X deęişkenleri, bağımlı deęişken Y'nin deęerlerini belirlemektedir.

Bir tek denklemlı modele EKKY'nin uygulanması ile bağımsız deęişkenlerin gerçekten açıklayıcı bir nitelik taşıdığı bir başka deyişle X bağımsız deęişkeni ile Y bağımlı deęişkeni arasında tek yönlü sebep-sonuç ilişkisinin bulunduęu varsayılmaktadır (Kennedy, 1979, s. 106). Oysa ekonometride iki deęişken arasındaki bağımlılık nadiren tek yönlü olup, birçok ilişki geniş bir sistemin içinde yer almaktadır (Surrey, 1974, s. 63). Bir fonksiyonda  $Y = f(X)$  iken  $X = f(Y)$  ise; Y ve X arasındaki ilişkiyi tek denklemlle göstermek mümkün olamaz. Bu nedenle eşanlı denkleml sistemini kullanılması gerekmektedir. Bu esastan hareketle, bu çalışmada eşanlı modelin tek denklemline EKKY'nin uygulanması sonucunda parametre tahminlerinin sapmalı; 2 AEKKY ve 3AEKKY uygulandıęında ise sapmasız olabileceęi teorik ve uygulamalı olarak kanıtlanacaktır.

## 2. YAPISAL PARAMETRELER TAHMİN EDİCİSİNDEKİ SAPMA

Bu durumu kanıtlamak için aşıęıdaki denkleml ele alınabilir (Intriligator, 1978, s. 375-377; Dhrymes, 1978, s. 287-289; Judge vd., 1985, s. 570-571):

$$y = Y_1b_1 + X_1\gamma_1 + u_1 \quad (1)$$

y bağımlı deęişken,

$Y_1$  içsel deęişken,

$X_1$  dışsal deęişken,

$u_1$  hata terimini ifade etmektedir.

$$Z_1 = (Y_1 \ X_1) \text{ ve } \delta_1 = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \gamma_1 \end{pmatrix}$$

ile ifade edilirse model basit doğrusal denkleml haline dönüştürülür ve

$$y = Z_1\delta_1 + u_1 \quad (2)$$

bulunur.

Bu modelin  $\hat{\delta}_1$  EKKY parametre tahmini ise

$$\hat{\delta}_1 = (Z_1'Z_1)^{-1} Z_1'y \quad (3)$$

dir. EKKY tahmin edicileri, tek denklemlı modellerde hem sapmasızlık ve hem de tutarlılık çatısı altında dışsal deęişkenlerin sabit ve hata teriminden istatistiksel olarak bağımsız olduęu varsayımını sağlarken; eşanlı modellerde yukarıda sözü edilen durum gerçekleşmez. Denklem 1'de  $Y_1$  içsel deęişkeni hata teriminden bağımsız değildir. EKKY tahmin edicilerininin sapmalı ve tutarsız deęerlerini elde etmek için (3) nolu denklemlde y'nin yerine esas deęerini koymak mümkündür:

$$\begin{aligned}
\hat{\delta}_1 &= (Z_1'Z_1)^{-1} Z_1(Z_1\delta_1 + u_1) \\
&= (Z_1Z_1')^{-1} Z_1'Z_1\delta_1 + (Z_1Z_1')^{-1} Z_1'u_1 \\
&= \delta_1 + (Z_1'Z_1)^{-1} Z_1'u_1
\end{aligned} \tag{4}$$

$Z_1'u_1$  iki elemandan meydana gelir:

$$\begin{aligned}
Z_1'u_1 &= [Y_1 \ X_1]' u_1 \\
&= [Y_1' u_1 \quad X_1' u_1] \\
&= 0 \quad = 0
\end{aligned}$$

4 nolu denklemin her iki tarafının beklenen değerini almak suretiyle;

$$\begin{aligned}
E(\hat{\delta}_1) &= E(\delta_1) + E[(Z_1'Z_1)^{-1} Z_1'u_1] \\
&= \delta_1 + E[(Z_1'Z_1)^{-1} Z_1'u_1]
\end{aligned}$$

$$E(\hat{\delta}_1) - \delta_1 = E[(Z_1'Z_1)^{-1} Z_1'u_1]$$

$$E(\hat{\delta}_1) = \delta_1$$

elde edilir. Bu sapma  $t \rightarrow \infty$  'a giderken olasılık limitinde bile yok olmaz ve EK-KY tahmin edicileri sapmalı olur.

$$plim(\hat{\delta}_1) = \delta_1 + plim\left(\frac{1}{t} Z_1'Z_1\right)^{-1} \left(\frac{1}{t} Z_1'u_1\right) \neq \delta_1 \tag{5}$$

$\hat{\delta}_1$  yerine  $\begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\gamma}_1 \end{pmatrix}$  tahmin edicilerini koymak suretiyle sapmayı aşağıdaki

matris notasyonu ile de göstermek mümkündür:

$$\delta_1 = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\gamma}_1 \end{pmatrix} = [(Y_1X_1)' (Y_1X_1)]^{-1} (Y_1X_1)y \tag{6}$$

$$\delta_1 = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\gamma}_1 \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} Y_1'Y_1 & Y_1'X_1 \\ X_1'Y_1 & X_1'X_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} Y_1y \\ X_1y \end{bmatrix} \tag{7}$$

Orjinal parametreler ve EKKY tahmin edicileri itibariyle

$$E \left\{ \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\gamma}_1 \end{pmatrix} = E \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \gamma_1 \end{pmatrix} \right\} + E \left\{ \begin{bmatrix} Y_1'Y_1 & Y_1'X_1 \\ X_1'Y_1 & X_1'X_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} Y_1 \\ X_1 \end{bmatrix} u_1 \right\} \tag{8}$$

$$E \left\{ \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\gamma}_1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \gamma_1 \end{pmatrix} \right\} + E \left\{ \begin{bmatrix} Y_1'Y_1 & Y_1'X_1 \\ X_1'Y_1 & X_1'X_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} Y_1 \\ X_1 \end{bmatrix} u_1 \right\}$$

$$E \left\{ \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\gamma}_1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \gamma_1 \end{pmatrix} \right\} = E \left\{ \begin{bmatrix} Y_1'Y_1 & Y_1'X_1 \\ X_1'Y_1 & X_1'X_1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} Y_1 \\ X_1 \end{bmatrix} u_1 \right\} \tag{9}$$

elde edilir. Sapmanın bozulmadığı orjinal parametreler itibariyle matris notasyonu ile de gösterilmiş olur.

### 3. 2 AEKKY ve 3AEKKY'NİN SAPMASIZLIĞI

2AEKKY parametre tahmin edicisinin sapmasız olabilmesi için denklemin belirlenmiş olması gerekir. Bu durum ise aşağıdaki şekilde kanıtlanabilir (Dhrymes, 1974, s. 176-179; Intriligator, 1978, s. 389-391):

Yapısal denklem

$$\hat{Z}_1 = [\hat{Y}_1 \quad X_1] \text{ ve } \delta_1 = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \gamma_1 \end{pmatrix} \quad (10)$$

$$y_1 = \hat{Z}_1 \delta_1 + (u_1 + \hat{y}_1 \beta_1) \quad (11)$$

dir. Yapısal denklemin parametreleri ise

$$\begin{aligned} \hat{\delta}_1 &= \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\gamma}_1 \end{pmatrix} = \hat{Z}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} \hat{Z}'_1 y_1 \text{ dir. } y_1 \text{ yerine denklem (11) deki eşiti yazılırsa:} \\ &= (\hat{Z}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} \hat{Z}'_1 \{ \hat{Z}'_1 \delta_1 + (u_1 + \hat{v}_1 \beta_1) \} \\ &= (\hat{Z}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} \hat{Z}'_1 \hat{Z}_1 \delta_1 + (\hat{Z}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} \hat{Z}'_1 (u_1 + \hat{v}_1 \beta_1) \\ \hat{\delta}_1 &= \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\gamma}_1 \end{pmatrix} = \delta_1 + \hat{Z}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} \hat{Z}'_1 (u_1 + \hat{v}_1 \beta_1) \end{aligned}$$

elde edilir. Her iki tarafın beklenen değeri alındığında

$$E(\hat{\delta}_1) = E(\delta_1) + E(\hat{Z}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} \hat{Z}'_1 (u_1 + \hat{v}_1 \beta_1)$$

$$E(\hat{\delta}_1) = \delta_1 + E(\hat{Z}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} \hat{Z}'_1 (u_1 + \hat{v}_1 \beta_1)$$

$$E(\hat{\delta}_1) = \delta_1 + E(\hat{Z}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} \hat{Z}'_1 u_1$$

bulunur. Her iki tarafın olasılık limiti alındığında

$$\text{plim } E(\hat{\delta}_1) = \delta_1 + \text{plim} \left( \frac{1}{t} \hat{Z}'_1 \hat{Z}_1)^{-1} \hat{Z}'_1 u_1 \right) \quad (12)$$

elde edilir.

$$\hat{Z}'_1 u_1 = 0 \text{ olduğundan}$$

$$E(\hat{\delta}_1) = \delta_1 \quad (13)$$

kanıtlanmış olur.

3AEKKY parametre tahmin edicisinin sapmasızlığı ise

$$X'y = X'Z\alpha + X'u \quad (14)$$

denklemden yola çıkarak 3AEKKY parametre tahmin edicisi aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\hat{\alpha} = \{ Z'X [\text{cov}(X'u)]^{-1} X'Z \}^{-1} Z'X [\text{cov}(X'u)]^{-1} X'y \quad (15)$$

Bu yöntemde de parametre tahmin edicisinin sapmasızlığını kanıtlayabilmek için (15) nolu denklemde  $X'y$  yerine eşiti olan 14 nolu denklem yerine konursa

$$\hat{\alpha} = \{ Z' [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1} X'] Z \}^{-1} Z' [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1}] (X'Z\alpha + X'u)$$

$$\hat{\alpha} = \{ Z' [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1} X'] Z \}^{-1} Z' [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1}] (X'Z\alpha + \{ Z' [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1} X'] Z \}^{-1} Z' [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1}] (X'u)$$

$$\hat{\alpha} = \alpha + \{ Z' [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1} X'] Z \}^{-1} Z' [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1}] X'u$$

elde edilir. Her iki tarafın olasılık limiti alındığında

$$\text{plim } \hat{\alpha} = \alpha + \text{plim} \{ Z' [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1} X'] Z \}^{-1} Z' [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1}] X'u$$

$$= \alpha + \{ [\text{plim } T^{-1} Z'X] [\text{plim} (S^{-1} \otimes T (X'X)^{-1})] \cdot$$

$$\text{plim } T^{-1} X'Z \}^{-1} \cdot [\text{plim } T^{-1} Z'X] \cdot$$

$$[\text{plim} (S^{-1} \otimes T (X'X)^{-1})] \cdot [\text{plim } T^{-1} X'u]$$

bulunur.

$\text{plim} (T^{-1} X'u) = 0$  'dır. Matris notasyonu ile de yazılırsa:

$$\text{plim } \hat{\alpha} = \alpha + \{ Z' [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1} X'] Z \}^{-1} [S^{-1} \otimes X (X'X)^{-1} X'] \cdot 0$$

$$\hat{\alpha} = \alpha$$

sonucu elde edilir. Böylece 3AEKKY tahmin edicisinin sapmasızlığı da kanıtlanmış olur (Judge vd., 1988, s. 649-650; Dhrymes, 1974, s. 211-212; Intriligator, 1978, s. 409).

#### 4. UYGULAMA

Uygulamanın amacı eşanlı denklem sistemine EKKY uygulandığında parametre tahminlerinin sapmalı ve tutarsız; 2 ve 3AEKKY uygulandığında ise sapmasız sonuçlar verebileceğini ortaya çıkarmaktır. Bu nedenle Türkiye Çimento Sanayiinde 1971-1986 yılları esas alınarak çimento talep-üretimi ile ilgili model denemesi yapılmıştır. Bu denemeyi yaparken çimento talep ve üretimiyle karşılıklı ilişki içinde bulunabilecek değişkenler belirlenmiştir. Bu değişkenler aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

Üretim	Çimento Üretim Miktarı (ton)
Çimfiy	Çimento fiyatı
Fgsmh	Fert Başına Gayri Safi Milli Hasıla (TL)
İnruh	İnşaat Ruhsatnameleri (yüzölçümü m <sup>2</sup> )

İhr	Çimento İhracat Miktarı (ton)
Demfiy	Demir Fiyatı
Yat	Sabit Sermayeye Yapılan Gayri Safi İlaveler
Zaman	Yıl

Yukarıda tanımlanan değişkenlerle ilgili veriler Tablo 1'de gösterilmiştir.

**Tablo: 1**  
**Değişkenlere Ait Tablo Listesi**

Yıllar	Çimento Üretimi (ton) (*)	Çimento Fiyatı (1963 = 100)	Demir Fiyatı (1963 = 100)	Çimento İhr. (bin ton) (*)
1971	7553.0	165.9	168.0	1129.0
1972	8425.0	183.4	172.7	1446.0
1973	8946.0	183.4	172.7	980.0
1974	9040.0	262.2	292.2	408.0
1975	10850.0	279.0	295.4	921.6
1976	12391.7	325.0	291.0	881.2
1977	13831.7	412.2	338.3	1240.4
1978	15344.0	565.0	547.1	1240.5
1979	13811.8	888.5	967.4	1077.4
1980	12874.9	2621.5	2063.1	788.1
1981	15043.2	3493.8	2604.2	3441.0
1982	15777.7	4434.8	3641.8	4162.8
1983	13594.9	5951.0	4575.6	2330.8
1984	15737.0	8212.4	6685.5	1998.0
1985	17581.0	12563.3	9747.8	1853.0
1986	20004.0	19855.3	11956.9	1129.0

(\*) Kaynak: DPT., 1973-1986 Yıllık Programları  
Kaynak: DİE., 1971-1987 İstatistik Yıllıkları

Yıllar	Fert Başına Gayri Safi Milli Hasıla (Milyon TL.)	İnşaat Ruhsatnameleri (m <sup>2</sup> )	Yatırım (*) (Milyon TL)
1971	5318.293	16909510	240
1972	6485.214	19230934	364
1973	8137.975	24494968	614
1974	10956.476	20347550	1001
1975	13368.206	23337452	1654
1976	16376.341	29618659	2021
1977	20898.630	28972560	3022
1978	30270.239	32237307	2116
1979	50528.830	34080006	2721
1980	99749.291	28422401	3689
1981	143907.465	19884344	4959
1982	187094.199	21728271	7154
1983	241290.080	25554984	12422
1984	374461.789	28887793	36934
1985	552407.565	37251360	112600
1986	760301.090	55624440	89380

(\*) Kaynak: DİE., 1971-1986 İmalat Sanayii Yıllıkları  
Kaynak: DİE., 1971-1987 İstatistik Yıllıkları

Araştırmada, çimento talebi (üretimi); çimento fiyatı, fert başına gayri safi milli hasıla, inşaat ruhsatnameleri, ihracat miktarı ile açıklanırken; çimento üretimi çimento fiyatı, demir fiyatı, yatırım ve zaman ile açıklanmaktadır.

Şimdi modeli aşağıdaki gibi tanımlayalımmmmm:

Talep = f (Çimfiy, Fgsmh, İnrüh, İhr)

Üretim = f (Çimfiy, Demfiy, Yat, Zaman)

$Q_T = Q_U$

Tablo: 2

Çimento Talep Denklemine Ait İstatistik Özetleri ve Tahmin Değerleri

Değişken	EKKY		2AEKKY		3AEKKY	
	Parametre	t-İstat	Parametre	t-İstat	Parametre	t-İstat
C	-289.3700	-0.1634	-467.9000	-0.2586	-626.9800	-0.4192
Çimfiy	-1.2663	-2.0099	-1.5431	-1.9884	-1.5120	-2.3509
Fgsmh	0.0299	1.9486	0.0365	1.9422	0.0356	2.2838
İnrüh	0.0003	6.1401	0.0003	6.1024	0.0003	7.4344
İhr	2.0448	5.6517	2.0372	5.5787	2.1080	7.0052
$R^2$	0.9282		0.9269		0.9954	
DW	1.8244		1.9323		1.9888	
Sy	1095.0700		1104.6400		915.9730	

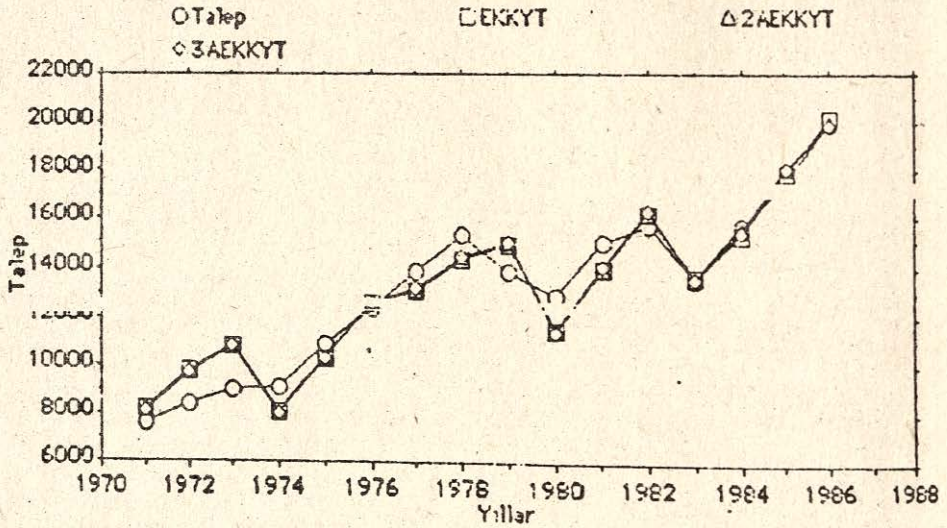
Gerçek

Tahmin Değerleri

Yıllar	Çimento Talebi	EKKYT	2AEKKYT	3AEKKYT
1971	7553.0000	8227.1368	8142.0399	8110.2692
1972	8425.0000	9747.3369	9678.2081	9674.8143
1973	8946.0000	10792.3569	10772.8039	10749.5562
1974	9040.0000	8072.1558	8026.3118	7950.8174
1975	10850.0000	10279.9236	10261.4831	10228.9668
1976	12391.7002	12553.9996	12584.9642	12565.7339
1977	13831.7002	13074.2188	13104.1343	13107.0297
1978	15344.0000	14369.7415	14441.5003	14449.5211
1979	13811.7998	14914.7699	15045.4078	15038.1856
1980	12874.9004	11507.2591	11450.5328	11415.0839
1981	15043.2002	13988.1584	13907.0855	14021.6089
1982	15777.7002	16247.1211	16199.9896	16359.7527
1983	13594.9004	13619.0568	13512.5437	13589.9152
1984	15737.0000	15292.9461	15512.1039	15481.3326
1985	17581.0000	17906.6368	18163.2911	18115.0055
1986	20004.0000	20213.0772	19963.5104	19948.3083

Çimento fiyatına ait katsayının negatif, diğerlerinin ise pozitif işaretli olması beklenen sonucu vermektedir. % 5 önem seviyesinde ( $t_{0.05,11} = 2.201$ ) çimento fiyatı ve fgsmh'nın t istatistikleri EKK ve 2AEKK yöntemlerinde tablo değerinin altında iken; 3AEKKY'de tablo değerinin üstüne çıkarak anlamlı duru-

ma gelmişlerdir. Çoklu determinasyon katsayısı ( $R^2$ ) % 92-99 arasında çıkmıştır ki bu durum çimento fiyatı, fgsmh, inşaat ruhsatnameleri ve ihracat değişkenlerinin çimento talebini önemli oranda açıkladıklarının bir göstergesi olmaktadır. Ayrıca EKK ve 2AEKK yöntemlerinde otokorelasyon kararsızlık bölgesinde iken; 3AEKKY'de otokorelasyon sorunu yoktur. Regresyonların standart hatası ise en az 3AEKKY'dedir. Değişkenlere ait katsayılara gelince diğer değişkenler sabit kalmak kaydıyla, çimento fiyatındaki bir birim değişme çimento talebinde 2 AEKKY ve 3AEKKY de 1.51-1.54 birim arasında bir azalışa sebep olurken (EKKY de 1.26 birim olduğundan sapmalı); fgsmh'da bir birim artış 2 AEKKY ve 3AEKKY de 0.03 birim bir artışa (EKKY'de sapmalı) yol açmaktadır. Yukarıdaki açıklamalara göre 3AEKK'in daha iyi çözüm sağladığı sonucuna varılmaktadır.



Şekil: 1  
Çimento Talebine Ait Gerçek ve Tahmin Değerleri

Demir fiyatına ait katsayının negatif, diğerlerinin ise pozitif yönde olması beklendiği gibidir. % 5 önem seviyesinde ( $t_{0.05,11} = 2.201$ ) t istatistikleri tüm yöntemlerde anlamlıdır. Değişkenlere ait katsayı değerleri özellikle 2 AEKK ve 3AEKK yöntemlerinde birbirine yakın değerlidir. Şöyle ki: Diğer değişkenler sabit kalmak şartıyla çimento fiyatının katsayı değerinin EKK'de 1.15 iken 2 AEKK ve 3AEKK yöntemlerinde 1.40 ile 1.43 değerine yükselmesi (çimento fiyatındaki bir birim artış çimento üretiminin 1.40-1.43 birim artmasına), demir fiyatının katsayı değeri EKK'de 2.65 iken 2 AEKK ve 3AEKK yöntemlerinde 3.14 ile 3.23 değerine yükselmesi (demir fiyatındaki bir birim artış çimento üreti-



Tablo: 3

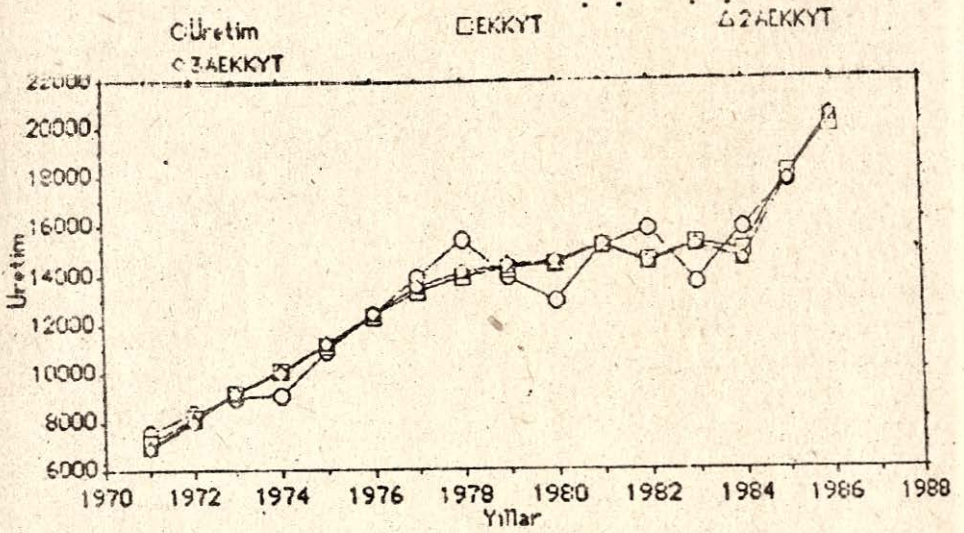
## Çimento Üretim Denklemine Ait İstatistik Özelleri ve Tahmin Değerleri

Değişken	EKKY		2AEKKY		3AEKKY	
	Parametre	t-İstat	Parametre	t-İstat	Parametre	t-İstat
C	6387.1000	8.9908	6235.6000	8.5243	6094.9000	10.0770
Çimfiy	1.1505	3.2838	1.4047	3.6729	1.4387	4.5435
Demfiy	- 2.6548	- 3.6010	- 3.1476	- 3.9473	- 3.2360	- 4.9064
Yat	0.0683	2.8238	0.0750	2.9997	0.0758	3.6677
Zaman	1015.5000	7.2560	1067.9000	7.3216	1096.8000	9.0946
R <sup>2</sup>	0.9394		0.9365		0.9959	
DW	2.3936		2.4298		2.4139	
Sy	1006.3800		1030.1800		861.3910	

Yıllar	Gerçek Çimento Üretimi	Tahmin Değerleri		
		EKKYT	2AEKKYT	3AEKKYT
1971	7553.0000	7163.9531	7025.7974	6904.9876
1972	8425.0000	8195.6255	8112.8295	8021.1794
1973	8946.0000	9228.2553	9199.5337	9136.9546
1974	9040.0000	10043.6633	10031.0719	9989.7786
1975	10850.0000	11114.6761	11161.5610	11149.9181
1976	12391.7002	12219.9080	12335.5154	12354.9817
1977	13831.7002	13278.6297	13452.2131	13500.0772
1978	15344.0000	13853.7101	14009.5329	14072.3719
1979	13811.7998	14166.9887	14254.3593	14320.3729
1980	12874.9004	14333.6640	14380.4438	14438.1334
1981	15043.2002	15003.0970	15065.8623	15135.1966
1982	15777.7002	14496.7046	14354.4338	14394.5232
1983	13594.9004	15137.7193	15008.4391	15050.2467
1984	15737.0000	14829.3558	14452.1845	14430.9780
1985	17581.0000	17893.5303	17674.0148	17613.6075
1986	20004.0000	19846.4204	20228.1087	20292.5942

minin - 3.14 ile - 3.23 birim azalmasına), yatırım katsayısının değeri EKK'de 0.06 iken 2 AEKK ve 3AEKK yöntemlerinde 0.075 değerine çıkması (yatırımdaki bir birim artış çimento üretiminin 0.075 birim artmasına) ve nihayet zamanın katsayı değeri EKK'de 1015.5 iken 2 AEKK ve 3AEKK yöntemlerinde 1067.9 ile 1096.8 değerine çıkması (zamandaki bir birim artış çimento üretiminin 1067.9 ile 1096.8 birim artmasına) EKKY'nın sapmalı olduğunun bir göstergesidir. Nitekim 2 ve 3AEKK yöntemleri hem regresyon katsayıları ve hem de anlamlılıkları itibariyle etkin sonuç vermektedir. Çoklu determinasyon katsayıları EKK ve 2AEKK yöntemlerinde % 93, 3AEKKY'de % 99'dur. Yani; çimento üretimindeki değişmelerin % 93-99'u çimento fiyatı, demir fiyatı, yatırım ve zaman değişkenlerinden meydana gelmektedir. Regresyonların standart hataları yöntemler itibariyle karşılaştırıldığında 3AEKK'in daha düşük değerli olduğu ortaya çıkmaktadır. Otokorelasyon ise üç yöntemde de kararsızlık bölgesinde bulunmaktadır. Bu a-

çıkılmalarına bağlı olarak 3AEKKY'nin daha etkin sonuç verdiği ortaya çıkmaktadır.



Şekil: 2

## 5. SONUÇ

Birçok ekonomik olay çok sayıda değişkenler arasındaki ilişkiye dayanmaktadır. Bu yüzden değişkenler setinin bağımlı değişkendeki değişimleri açıklaması etkisi ile diğer çeşitli ilişkileri düzenleyen modeli kurmak temel bir sorun olmaktadır. Söz konusu sorunlar üç grupta toplanabilir: Bunlardan ilki modelin matematiksel biçimini tam olarak oluşturulması, ikincisi modelin parametre tahminlerinin belirlenmesi ve üçüncüsü de parametrelerin istatistiksel analizidir. Bir ve ikinci şart açık ve belirgindir. Bunun nedeni belirlenmemiş bir denkleme sapmasız ve tutarlı parametre tahminleri elde etmenin imkansızlığıdır. Üçüncüsünde ise; hangi tekniğin kullanılacağını önemsemeden EKK veya diğer bazı tahmin teknikleri ile parametre tahminleri her zaman elde edilebilir. Ancak tahmin sonuçlarının sapmalı olabileceği göz ardı edilmemelidir. İşte bu çalışmada da, eşanlı ekonometrik yöntemlerden 2AEKKY ve 3AEKKY'nin uygulanmasıyla da sapmasız olabileceği teorik ve uygulamalı olarak kanıtlanmaya çalışılmıştır.

## KAYNAKLAR

Dhrymes, P.J. (1974); *Econometrics Statistical Foundations and Applications*, Second Edition, Springer Verlag, New York.

Dhrymes, P.J. (1978); *Introductory Econometrics*, Springer Verlag, New York.

**DİE (1971-1987); Türkiye İstatistik Yılları, Ankara.**

**DİE (1971-1987); Türkiye Yıllık İmalat Sanayii Yıllıkları, Ankara.**

**DPT (1973-1986); Yıllık Programları, Ankara.**

**Intriligator, M.D. (1978); Econometrics Models, Techniques and Applications, Englewood Cliffs, New Jersey.**

**Judge, G.G. vd. (1988); The Theory and Practice of Econometrics, Second Edition, John Wiley Sons, New York.**

**Judge, G.G. vd. (1985); Introduction to The Theory and Practice of Econometrics, Second Edition, John Wiley Sons, New York.**

**Kennedy, P. (1979); A Guide to Econometrics, First Published, Martin Robertson and Company Ltd., Cambridge.**

**Surrey, M.J.C. (1972); An Introduction to Econometrics Lectures in Economics. Gray-Mills Publishing Ltd., Chicago.**