

ARIMA ve VAR MODELLERİNİN TAHMİN BAŞARILARININ KARŞILAŞTIRILMASI*

Yrd. Doç. Dr. Faik BİLGİLİ**

GİRİŞ

Bu çalışmada, zaman serisi analizlerinde sıkça kullanılan iki modelin, Box-Jenkins (ARIMA) ve Vektör Otoregresyon (VAR) modellerinin geleceği tahmin etmedeki başarıları değerlendirilmektedir. Bu değerlendirmede, Türkiye'ye ait enflasyon oranı, döviz kur sepetindeki artış oranı ve faiz oranı ele alınmaktadır.

Değişkenlere ait en uygun ARIMA modellerinin oluşturulabilmesi için, değişkenlerin bazı testler ile durağan olduklarının anlaşılması, otoregresif (AR), fark alma (I) ve hareketli ortalamalara (MA) ait derecelerin elde edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, takip edilen aşamalar sırası ile: i- uygun AR, I ve MA değerlerinin elde edilmesi için, modele ait otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının incelenmesi, ii- modelin tahmini, iii- belirlenen modelin, diğer olası ARIMA modelleri arasında, mevcut verilere en uygun model olup olmadığının kontrolü ve iv- ilgili değişkene ait tahmin değerlerinin elde edilmesidir. Bu aşamalar, çalışmada yer alan üç değişken için ayrı ayrı ele alınmaktadır.

VAR analizinde ise, önce, sistemde yer alan değişkenlere ait gecikme sayılarının belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla, Likelihood Rasyo (LR) test, Sims test, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwartz-Bayesian Kriteri (SBC) sonuçları değerlendirilmektedir. Böylece, en uygun VAR sisteminin belirlenmesi aşamasından sonra, ele alınan bütün değişkenler için tahmin değerlerinin elde edilmesi aşaması takip edilmektedir.

Yapılan tahminlerin nispi başarılarını değerlendirebilmek amacı ile bazı kriterler ele alınmaktadır. Bu kriterler sırası ile, i- ortalama mutlak hata (OMH), ii- ortalama mutlak yüzde hata (OMYH), iii- ortalama kare hata (OKH), iv- karekök içerisinde ortalama kare hata (KOKH), v- Theil U1 ve vi-Theil U2 istatistiklerinden oluşmaktadır. Böylece bu istatistikler ile enflasyon oranı, döviz kur sepetindeki artış oranı ve faiz oranına ait tahmin değerlerinin elde edilmesinde ARIMA ve VAR modellerinin nispi başarıları değerlendirilmektedir. Dolayısıyla modellerin nispi başarılarının değerlendirilebilmesi için, tahminler, değişkenlere ait örneklerin içerdikleri zaman aralıkları için yapılacaktır.

* Bu çalışma, Devlet İstatistik Enstitüsü, İstatistik Araştırma Sempozyumu 2000, Oturum VII, Teorik İstatistik III'de 29 Kasım 2000 tarihinde sunulmuştur.

** Erciyes Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, 38039 - Kayseri.
e-mail: fbilgili@erciyes.edu.tr

Çalışmada kullanılan veriler TCMB, EVDS'den temin edilmiştir. Bütün seriler aylık olup, 1994 : 01 – 2000 : 07 dönemini kapsamaktadır. Kullanılan seriler ve kodları sırası ile, US Dolar (TP. DK. USD. A1 : US Dolar, Alış), Euro (TP. DK. ECU. A1 : Euro, Alış), Tüketici Fiyat Endeksi, TÜFE, (TP. FG. TO1 : 1.Genel, 94= 100) ve 1 aylık mevduat faiz oranları (TP. FA. FO4 : 1 Ay) dir. Bu çalışmada analizi yapılan seriler ise, TÜFE'deki yüzde değişme yani enflasyon oranı (%TÜFE), Döviz sepetindeki yüzde değişme (%DÖVİZS) ve 1 aylık mevduat faiz oranlarıdır (FAİZ). Denklem (1), (2) ve (3) yeni serilerin hesaplanmasında kullanılmaktadır.

$$\%TÜFE = [(TÜFE_t - TÜFE_{t-1}) / TÜFE_{t-1}] * 100 \quad (1)$$

$$\%DÖVİZS = [(SEPET_t - SEPET_{t-1}) / SEPET_{t-1}] * 100 \quad (2)$$

$$SEPET = USD + 0.77 * EURO \quad (3)$$

II. %TÜFE, %DÖVİZS ve FAİZ için ARIMA MODELLERİ

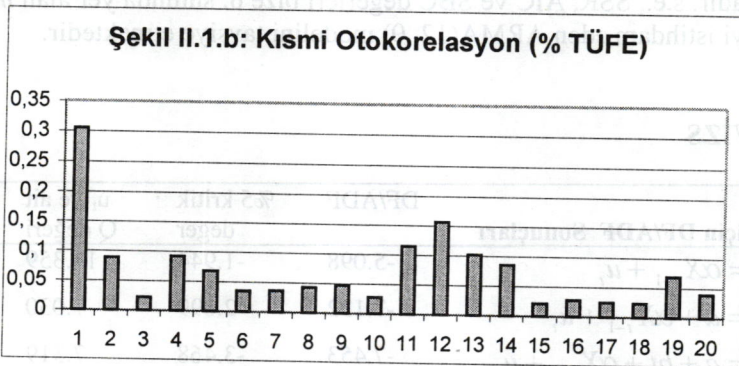
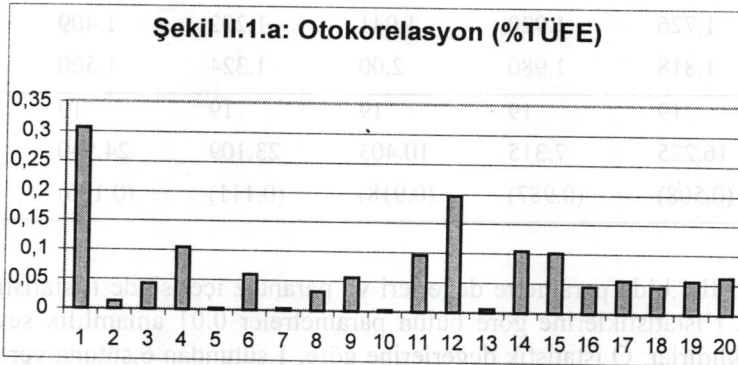
ARIMA, kısaca, otoregresif (AR), fark alma (I) ve hareketli ortalamalara (MA) ait dereceleri ifade etmektedir ve ARIMA metodu ile analiz edilen zaman serisi ARIMA(p, d, q) olarak modellenir. Burada p , serinin gecikme sayısını, d , serinin durağan olması için kaç kez farkının alındığını ve q , hareketli ortalamaya ait gecikme sayısını belirtmektedir.

Bu bölümde önce DF/ADF testleri, örnek otokorelasyon ve örnek kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının yardımı ile ilgili değişkenlerin durağan olup olmadıkları incelenecektir. Elde edilen fonksiyonların daha iyi takip edilebilmesi amacıyla, şekillerde katsayıların mutlak değerleri gösterilmektedir. Daha sonra yine otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının yardımı ile ilgili seri için geçici model belirlenecektir. Belirlenme aşamasından sonra modelin tahmini yapılarak, elde edilen sonuçların istatistiksel olarak yeterli olup olmadığı incelenecektir. Bu aşamada temel olarak modelden elde edilen parametrelerin sıfırdan farklı olması ve modele ait hata terimlerinin tesadüfi olması beklenmektedir. Geçici model ilgili testlerden geçemez ise ve/veya daha iyi bir modelin elde edilebileceği kanısını uyandırırsa alternatif model(ler) tespit edilerek yeniden belirlenme, tahmin ve kontrol aşamalarından geçirilecektir. Bu kriterlere ilave olarak, en yalın model, yani, en az parametreye sahip ve/veya en düşük p ve q değerlerine sahip model tercih edilecektir. Sonuçta, nihai olarak belirlenen model yardımı ile, ilgili değişkenin belirlenen zaman aralığı için alabileceği değerler tahmin edilecektir.

II.1 %TÜFE

Tablo II.1.a: %TÜFE için DF/ADF sonuçları	DF/ADF	%5 kritik değer	u_t 'ye ait Q değeri	p(Q)
a $\Delta X_t = \alpha X_{t-1} + u_t$	-2.626	-1.944	20.891	0.343
b $\Delta X_t = a + \alpha X_{t-1} + u_t$	-6.244	-2.899	10.403	0.942
c $\Delta X_t = a + bt + \alpha X_{t-1} + u_t$	-6.834	-3.468	12.257	0.874

Tablo II.1.a'ya göre, %TÜFE serisinin durağan olduğu anlaşılmaktadır. u_t 'ye ait Q istatistiği 30.145 olan ki-kare değerinden düşük çıkmaktadır. Şekil II.1.a ve II.1.b'de verilen otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarına göre, %TÜFE için ARMA(1,1) geçici model olarak belirlenmektedir. Bu modele alternatif olabilecek modeller ise ARMA(0,1) or ARMA(1,0) dır. 12. gecikmede ortaya çıkan bir sıçrama ise olası bir mevsimsel dalgalanmanın varlığına işaret edebilir. Bu dalgalanmayı yakalayabilmek için ARMA[1, (1,12)], ARMA[0, (1,12)] veya ARMA(1,12) modelleri de göz önüne alınabilir.



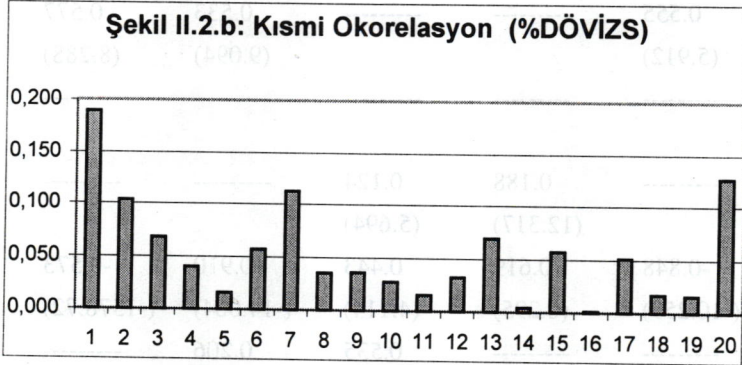
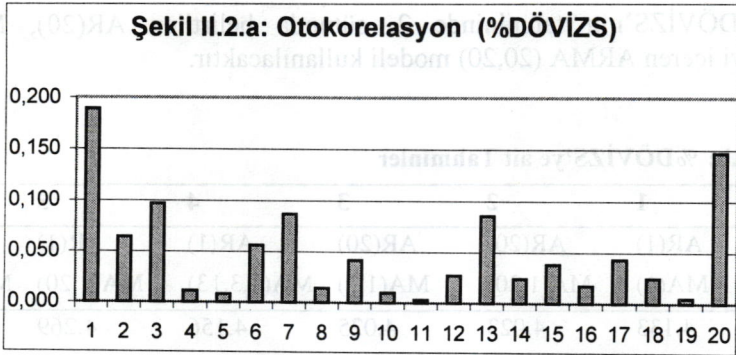
Tablo II.1.b: %TÜFE'ye ait Tahminler

	1	2	3	4	5	6
	AR(1)	AR(0)	AR(1)	AR(1)	AR(0)	AR(1,12)
	MA(1)	MA(1)	MA(0)	MA(1,12)	MA(1,12)	MA(0)
m	5.073 (14.267)	5.061 (12.711)	5.016 (11.638)	4.769 (9.987)	4.794 (11.228)	4.325 (9.512)
ϕ_1	-0.368 (-2.982)	-----	0.310 (2.813)	0.300 (3.834)	-----	0.415 (3.920)
ϕ_{12}	-----	-----	-----	-----	-----	0.184 (2.974)
θ_1	0.837 (11.616)	0.366 (3.491)	-----	0.074 (2.912)	0.170 (7.00)	-----
θ_{12}	-----	-----	-----	0.821 (41.899)	0.739 (30.394)	-----
s.e.	2.326	2.579	2.606	1.779	1.985	1.371
SSR	400.528	505.581	509.547	231.061	295.764	118.530
AIC	1.726	1.920	1.941	1.202	1.409	0.676
SBC	1.818	1.980	2.00	1.324	1.500	0.775
N/4	19	19	19	19	19	16
Q	16.225 (0.508)	7.315 (0.987)	10.403 (0.918)	23.109 (0.111)	24.540 (0.106)	14.149 (0.439)

Tablo II.1.b'de parametre değerleri ve parantez içerisinde t istatistikleri verilmektedir. t istatistiklerine göre bütün parametreler 0.01 anlamlılık seviyesinde sıfırdan farklıdır. Q istatistik değerlerine göre, 1.sütundan 6.sütuna yer alan modellere ait hata terimlerinin birbirlerine bağımlı olmadıkları yani tesadüfî oldukları anlaşılmaktadır. s.e., SSR, AIC ve SBC değerleri bize 6. sütunda yer alan m , AR(1) ve AR(12)'yi istihdam eden ARMA(12, 0) modelini tavsiye etmektedir.

II.2 %DÖVİZS

Tablo II.2.a	DF/ADF	%5 kritik değer	u_t 'ye ait Q değeri	p(Q)
%DÖVİZS için DF/ADF Sonuçları				
a $\Delta X_t = \alpha X_{t-1} + u_t$	-5.098	-1.944	13.359	0.861
b $\Delta X_t = a + \alpha X_{t-1} + u_t$	-7.132	-2.899	7.030	0.997
c $\Delta X_t = a + bt + \alpha X_{t-1} + u_t$	-7.453	-3.468	7.319	0.995



Tablo II.2.a ve Şekil II.2.a'nın sonuçları bize %DÖVİZS'nin durağan olduğunu göstermektedir. Şekil II.2.a ve II.2.b'den otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının hiçbirinin mutlak olarak %95 güven aralığı değeri olan 0.221'den büyük olmadığı görülmektedir. Bu sonuç karşısında elde ettiğimiz AR-MA modeli (0,0) olacaktır. Bu modeli kullanarak Box-Jenkins yöntemi ile analiz yapılamayacaktır. Bu durumda %DÖVİZS'nin gelecek değerlerinin belirlenebilmesi için, DÖVİZS'ye ait büyüme oranı kullanılabilir. Ancak bu çalışmadaki amaç, ARIMA ve VAR modellerinin tahmin başarılarının karşılaştırılması olduğu için, ARMA(0,0) modeline alternatif olabilecek bazı modeller göz önüne alınabilir. Şekil II.2.a ve II.2.b, bize, 0.221 değerine en yakın olan parametrelerin AR(1), AR(2), AR(3), AR(7), AR(13), AR(20), MA(1), MA(3), MA(7), MA(13) ve MA(20) olduğunu göstermektedir. Bu AR(p) ve MA(q)'nın hepsinin veya farklı kombinasyonlarının istihdam edildiği modeller analiz edildi. Bazı modellerden elde edilen katsayıların sıfırdan farklı olmadığı ve/veya elde edilen hata terimlerinin tesadüfi olmadığı görüldü. Tablo II.2.b, incelenen değişik modeller içerisinde en iyi kriterlere sahip olan modelleri vermektedir.

Tablo II.2.b incelendiğinde, 2.sütunda yer alan modelin s.e., SSR, AIC ve SBC kriterleri açısından diğer modellerden daha iyi olduğu görülmektedir. Q istatistikleri bütün modellerin hata terimlerinin tesadüfi olduğunu göstermektedir. O

halde %DÖVİZS'nin tahmininde 2. sütunda belirtilen AR(20), MA(1) ve MA(20)'yi içeren ARMA (20,20) modeli kullanılacaktır.

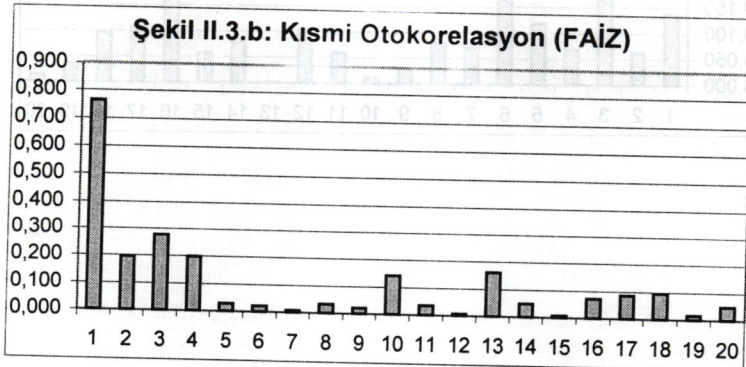
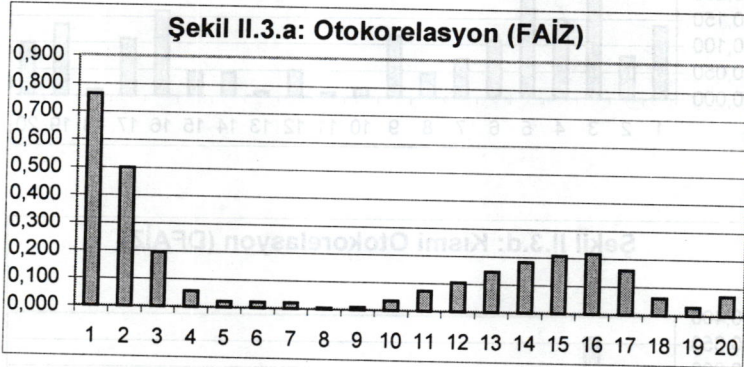
Tablo II.2.b: %DÖVİZS'ye ait Tahminler

	1	2	3	4	5	6
	AR(1)	AR(20)	AR(20)	AR(1)	AR(1)	AR(13)
	MA(1)	MA(1,20)	MA(1,3)	MA(1,3,13)	MA(1,20)	MA(3,7,13)
m	4.133 (18.497)	4.023 (14.593)	4.025 (11.590)	4.156 (26.152)	4.269 (4.731)	4.108 (16.152)
ϕ_1	0.555 (5.912)	-----	-----	0.533 (9.094)	0.577 (8.288)	-----
ϕ_{13}	-----	-----	-----	-----	-----	-0.103 (-3.241)
ϕ_{20}	-----	0.188 (12.317)	0.124 (5.694)	-----	-----	-----
θ_1	-0.848 (-10.259)	0.619 (6.295)	0.443 (4.114)	-0.910 (-14.064)	-0.573 (-1578.72)	-----
θ_3	-----	-----	0.535 (4.966)	0.206 (17.731)	-----	0.360 (6.149)
θ_7	-----	-----	-----	-----	-----	-0.260 (-3.357)
θ_{13}	-----	-----	-----	-0.250 (-3.877)	-----	0.634 (3542.40)
θ_{20}	-----	-0.305 (-151.914)	-----	-----	0.355 (6.311)	-----
s.e.	4.991	1.149	1.169	4.087	5.136	1.334
SSR	1843.50	71.364	73.867	1202.95	1925.78	106.92
AIC	3.253	0.345	0.379	2.878	3.323	0.651
SBC	3.344	0.487	0.521	3.030	3.444	0.818
N/4	19	15	15	19	19	16
Q	6.646 (0.988)	10.119 (0.606)	8.968 (0.706)	13.477 (0.565)	7.094 (0.971)	25.270 (0.014)

II.3 FAİZ

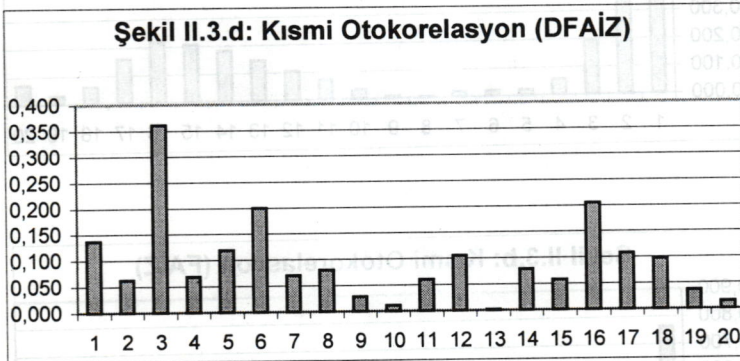
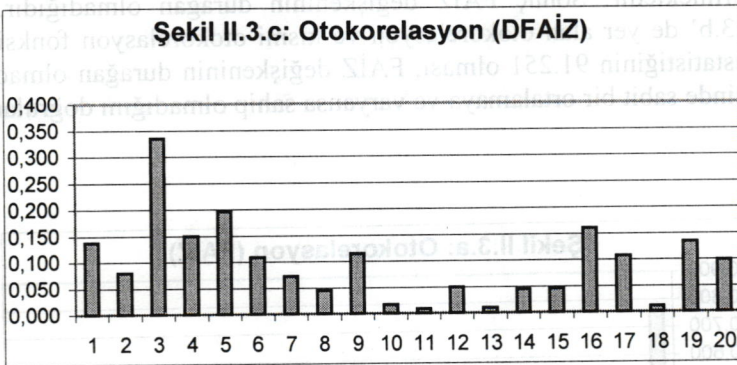
Tablo II.3.a FAİZ için DF/ADF sonuçları		DF/ADF	%5 kritik değer	u_t 'ye ait Q değeri	p(Q)
a	$\Delta X_t = \alpha X_{t-1} + u_t$	-0.719	-1.944	25.283	0.151
b	$\Delta X_t = a + \alpha X_{t-1} + u_t$	-2.502	-2.898	20.199	0.383
c	$\Delta X_t = a + bt + \alpha X_{t-1} + u_t$	-2.823	-3.467	19.931	0.399

Tablo II.3.a'da, a, b ve c denklemlerine göre elde edilen DF test sonuçları 0.05 kritik değerlerden daha düşüktür ve hata terimlerine ait Q istatistikleri bu denklemlere ilgili değişkene ait gecikme değerlerinin ilave edilmesine gerek olmadığını belirtmektedir. Sonuç FAİZ değişkeninin durağan olmadığını göstermektedir. Şekil I-I.3.a' ve II.3.b' de yer alan otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarına ait Q(19) istatistiğinin 91.251 olması, FAİZ değişkeninin durağan olmadığını, zaman içerisinde sabit bir ortalamaya ve varyansa sahip olmadığını doğrulamaktadır.



Durağan olmayan seriler ile ARIMA analizi yapılamayacağından bu serinin farkı ya da farkları alınarak durağan duruma getirilmesi gerekmektedir. O halde analize birinci dereceden farkı alınmış FAİZ (DFAİZ) ile devam edilecektir.

Tablo II.3.b: DFAİZ için DF/ADF sonuçları		DF/ADF	%5 kritik değer	u_t 'ye ait Q değeri	p(Q)
a	$\Delta X_t = \alpha X_{t-1} + u_t$	-7.691	-1.944	17.554	0.539
b	$\Delta X_t = a + \alpha X_{t-1} + u_t$	-7.656	-2.899	17.772	0.538
c	$\Delta X_t = a + bt + \alpha X_{t-1} + u_t$	-7.647	-3.468	18.138	0.513



TABLO II.3.c: DFAİZ için Tahminler

	1	2	3	4	5
	AR(3)	AR(3)	AR(3)	AR(3,16)	AR(3,16)
	MA(3)	MA(3,5)	MA(3,12)	MA(3,5)	MA(3,12)
ϕ_3	0.411 (-4.195)	0.389 (-3.734)	0.386 (-4.190)	0.701 (-6.082)	0.494 (-4.270)
ϕ_{16}	-----	-----	-----	0.161 (-2.780)	0.205 (-3.256)
θ_3	0.486 (3.537)	0.442 (3.103)	0.253 (6.666)	0.744 (8.670)	0.491 (5.103)
θ_5	-----	0.253 (-2.442)	-----	0.286 (-3.436)	-----
θ_{12}	-----	-----	0.729 (19.203)	-----	0.574 (13.174)
s.e.	6.570	6.439	5.561	4.626	4.590
SSR	3151.55	2985.230	2226.622	1241.394	1222.369
AIC	3.791	3.763	3.470	3.125	3.110
SBC	3.853	3.856	3.563	3.263	3.247
N/4	19	19	19	15	15
Q	20.139 (0.267)	13.165 (0.661)	16.303 (0.432)	4.780 (0.941)	8.053 (0.709)

Tablo II.3.b'deki DF test sonuçları 0.05 kritik seviyelerinden büyüktürler. Bu değerler FAİZ serisinin birinci dereceden farkının durağan olduğunu ifade etmektedir. 19 serbestlik derecesi ve 0.05 anlamlılık seviyesinde χ^2 değeri 30.145'dir ve bu değer elde edilen Q istatistiklerinden büyüktür.

Şekil II.3.c ve Şekil II.3.d'de verilen otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonda 3. gecikmelere ait değerler %95 güven aralığı değeri 0.221'den büyüktürler. AR(3) ve MA(3)'ün dahil olduğu ARIMA(3,1,3) modeli geçici model olarak alınabilir. Bu modele ait tahminler Tablo II.3.c'de 1.sütunda verilmektedir. Ancak kısmi otokorelasyon fonksiyonunda 6. ve 16. gecikmelere ait değerler ile, otokorelasyon fonksiyonundaki 5. değerin, 0.221'e en yakın değerler olduğu görülmektedir. Bu sebeple AR(6), AR(16) ve MA(5)'in yer alacağı diğer modeller de analiz edilebilir. Ayrıca, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarındaki 12. gecikmeye ait hafif bir çıkış görülmektedir. Bu durumda olası bir mevsimsel dalgalanmayı yakalayabilmek için AR(12) ve/veya MA(12)'nin kullanılacağı başka model(ler) de düşünülebilir.

Tablo II.3.c, bu olası modellere ait tahmin sonuçlarını vermektedir. Yine burada incelediğimiz bir çok model arasından katsayıları anlamlı olanları göstermekteyiz. 1. sütundan 5. sütuna yer alan modellere sabit terim m ve AR(12) dahil edildiğinde istatistiksel olarak anlamsız çıkmaktadırlar. 3. sütundaki modele MA(5) dahil edildiğinde, MA(5) anlamsız bulunmaktadır. 5. sütunda belirtilen modele MA(5) ilave edildiğinde 0.05 seviyesinde sıfırdan farklı olmayan bir katsayı bulunmaktadır. Sadece AR(3) veya MA(3)'ün değerlendirildiği modeller ise diğerlerinden daha iyi istatistiksel sonuçlar vermemektedir. Özetle, s.e., SSR, AIC ve SBC değerlerine göre AR(3), AR(16), MA(3) ve MA(12)'in bulunduğu 5.sütundaki model tercih edilmelidir.

III. VAR ANALİZİ

VAR, vektör otoregresyon, tahmin yöntemleri içerisinde, ARIMA modeline alternatif olarak kullanılabilir bir modeldir. VAR sistemi içerisinde tüm değişkenler endojendir. Denklem (4) 'de gösterildiği gibi, sistemdeki her değişken kendi gecikme değerlerinin ve diğer değişkenlere ait gecikme değerlerinin doğrusal bir fonksiyonudur.

$$X_t = C_0 + C_1 X_{t-1} + C_2 X_{t-2} + \dots + C_p X_{t-p} + e_t \quad (4)$$

X_t = VAR içerisindeki mevcut bütün değişkenleri kapsayan vektör ($n \times 1$),

C_0 = sabit terimleri kapsayan vektör ($n \times 1$),

C_i = parametreleri kapsayan matris ($n \times p$),

e_t = hata terimlerini kapsayan vektör ($n \times 1$).

Böylece bu modelde $n+pn^2$ kadar parametre tahmin edilmektedir. Daha önce değinildiği gibi, X_t matrisindeki tüm değişkenler endojen değişkenlerdir ve denklemin sağ tarafındaki değişkenler daha önce belirlenmiş değişkenlerdir. Hata terimleri kendi aralarında bir korelasyona sahip iken, gecikmelere ait hata terimleri ile ve X_{t-1} ile bir korelasyona sahip değildir.

Sistem içerisindeki bütün denklemler aynı gecikme sayısına eşittir. VAR analizinde gecikme sayısının belirlenmesi en önemli aşamalardan birisidir. Gecikme sayısı çok düşük olduğunda model yanlış tanımlanabilmekte, çok yüksek olduğunda ise modele ait serbestlik derecesi azalmaktadır. Gecikme sayısının kaç olması gerektiğine ilişkin çeşitli hipotez testleri yapılmaktadır. Bu testler sırası ile, Likelihood Rasyo (LR) testi,

$$LR = (T) \left(\log \left| \sum_r \right| - \log \left| \sum_u \right| \right) \quad (5)$$

Sims test,

$$\text{Sims} = (T - C) \left(\log \left| \sum_r \right| - \log \left| \sum_u \right| \right) \quad (6)$$

Akaike Bilgi kriteri (AIC),

$$\text{AIC} = (T) \log \left| \sum \right| + 2N \quad (7)$$

ve Schwarz Bayesian kriteri (SBC),

$$\text{SBC} = (T) \log \left| \sum \right| + N \log(T) \quad (8)$$

testleridir. Burada, T , kullanılabilen gözlem sayısını, C , her bir denklemdeki tahmin edilen parametrelerin sayısını, $\log \left| \sum_n \right|$, \sum_n 'in determinasyonunun doğal logaritmasını ve \sum_r , sınırlandırılmış modelin varyans/kovaryans matrisini, \sum_u , sınırlandırılmamış modelin varyans/kovaryans matrisini, $\left| \sum \right|$, hata terimlerine ait varyans/kovaryans matrisinin determinasyonunu ve N ise bütün denklemlerdeki tahmin edilen parametrelerin toplam sayısını vermektedir (Enders, 1995, s.313-315 ; Doan, 1992, s.8-7).

%TÜFE, %DÖVİZS ve FAİZ'in dahil edildiği VAR sistemine ilişkin optimal gecikme sayısını

belirlemek için yapılan test sonuçları aşağıda Tablo III'te gösterilmektedir.

Tablo III, 1. sütun, değişkenlere ait alternatif aylık gecikme sayılarını, 2. ve 3. sütunlar AIC ve SBC değerlerini vermektedir. 19. gecikme sayısında, sıfır determinant ile karşılaşıldığından AIC ve SBC değerleri elde edilememiştir. AIC ve SBC kriterlerine göre en optimal gecikme sayısı 18 olarak bulunmaktadır. LR ve Sims testleri bu sonucu doğrulamaktadır. 4. sütunda, 18 aylık gecikme uzunluğuna karşın ($H_1:L=18$), 18 aydan daha düşük gecikmeleri dikkate alan sıfır hipotezler belirtilmektedir. 5. ve 6. sütunlarda LR ve Sims test sonuçları ve parantez içerisinde anlamlılık seviyeleri verilmektedir. Sıfır hipotezler hem LR hem de Sims testleri tarafından 0.01 anlamlılık seviyesinde reddedilmektedir. Örneğin 1., 2. ve 3. satırlar için 0.05 anlamlılık seviyelerinde ki-kare tablo değerleri sırası ile 16.919 (sd = 9), 28.869 (sd = 18) ve 40.113 (sd = 27) tür.

Tablo III: VAR için Gecikme Uzunluğu Testleri

L	AIC	SBC	Hipotez	LR	Sims
1	638.216	647.591	H ₀ :L=17, H ₁ :L=18	755.035 (0.00)	33.763 (0.00)
2	592.917	609.232	H ₀ :L=16, H ₁ :L=18	751.180 (0.00)	43.319 (0.00)
3	372.977	396.152	H ₀ :L=15, H ₁ :L=18	748.691 (0.00)	56.060 (0.00)
4	351.626	381.579	H ₀ :L=14, H ₁ :L=18	721.258 (0.00)	65.069 (0.00)
5	340.921	377.569	H ₀ :L=13, H ₁ :L=18	723.183 (0.00)	76.003 (0.00)
6	317.458	360.714	H ₀ :L=12, H ₁ :L=18	715.429 (0.00)	93.410 (0.00)
7	294.321	344.100	H ₀ :L=11, H ₁ :L=18	719.386 (0.00)	111.063 (0.00)
8	270.563	326.776	H ₀ :L=10, H ₁ :L=18	724.902 (0.00)	125.326 (0.00)
9	266.192	328.747	H ₀ :L=9, H ₁ :L=18	719.886 (0.00)	136.540 (0.00)
10	261.503	330.308	H ₀ :L=8, H ₁ :L=18	729.265 (0.00)	147.863 (0.00)
11	238.761	313.720	H ₀ :L=7, H ₁ :L=18	736.615 (0.00)	163.716 (0.00)
12	191.824	272.841	H ₀ :L=6, H ₁ :L=18	692.274 (0.00)	179.996 (0.00)
13	138.087	225.063	H ₀ :L=5, H ₁ :L=18	695.720 (0.00)	196.892 (0.00)
14	119.490	212.322	H ₀ :L=4, H ₁ :L=18	699.113 (0.00)	211.033 (0.00)
15	110.957	209.541	H ₀ :L=3, H ₁ :L=18	696.739 (0.00)	228.260 (0.00)
16	65.879	170.108	H ₀ :L=2, H ₁ :L=18	661.420 (0.00)	300.803 (0.00)
17	38.152	147.917	H ₀ :L=1, H ₁ :L=18	606.683 (0.00)	327.607 (0.00)
18	-292.390	-177.209			
19	md	md			

IV. TAHMİNLERİN BAŞARILARININ ÖLÇÜMÜ

Bu bölümde serilere ait değerlerin tahmininde kullanılan ARIMA ve VAR modellerinin nispi başarıları incelenecektir. Bu sebeple önce literatürde kullanılan kriter istatistikler tanıtılacak ve bu istatistiklerin sonuçları ile ARIMA ve VAR karşılaştırılacaktır.

IV.1 BAŞARILARIN ÖLÇÜMÜNDE KULLANILAN İSTATİSTİKLER

1-Ortalama Mutlak Hata

$$OMH = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |Y_t - \hat{Y}_t| \quad (9)$$

veya,

$$OMH = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |e_t|$$

\hat{Y} = Y değişkenine ait tahmin değerleri,

Y = Y değişkenine ait gerçek değerler.

e_t = Tahmin hatası.

n = Tahmin sayısı.

2- Ortalama Mutlak Yüzde Hata

$$OMYH = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|e_t|}{Y_t} \quad (10)$$

3-Ortalama Kare Hata

$$OKH = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2 \quad (11)$$

4- Kök Ortalama Kare Hata

$$KOKH = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (12)$$

5-Theil U1 İstatistik

$$TU1 = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{Y}_t - Y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{Y}_t^2 + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Y_t^2}} \quad (13)$$

6- Theil U2 İstatistik

$$TU2 = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{Y}_t - Y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Y_t^2}} \quad (14)$$

Ele alınan bütün istatistiklerde arzu edilen sonuç, en ufak değere sahip, OMH, OMYH, OKH, KOKH ve Theil U istatistiklerine sahip tahmin modelini oluşturmaktır. Ancak hangi istatistiğin kullanılması gerektiği konusunda belirli bazı kriterler takip edilmektedir. Hata değerlerinin büyüklükleri benzer ise OKH takip edilebilir. Ancak örneğin tahmin sonrası bir ya da birden fazla ortalamanın üzerinde büyük hata(lar) elde edilmiş ise, OKH istatistiği hataların karelerini aldığı

için fazla uygun olmayabilir. Bu istatistiğin yerine bu durumda, örneğin, OMH kullanılabilir. Hata değerlerinin birim değerleri farklılık gösteriyorsa, örneğin, bir tahmin modeli gerçek değerleri kullanıyor iken bir başka tahmin modeli doğal logaritması alınmış değerleri kullanıyorsa, yararlanılabilecek istatistik OMYH'dir. OMYH farklı birim değerlere sahip modellerin karşılaştırılmasında ortaya çıkabilecek dezavantajları elimine etmektedir. (Gaynor, 1994, s.13-16).

TU1 ve TU2 istatistikleri aynı mantığa sahiptir. Bir model 0'a ne kadar yakın TU1 ve TU2 istatistiğine sahipse, model o kadar iyi demektir. TU1 değerleri 0 ile 1 arasında yer alır. Model, 0'a ne kadar yakın bir değere sahipse, o kadar iyi, ne kadar 1'e yakın değere sahipse o kadar kötü olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır. 1'e eşit bir TU1 istatistiği, modelin olabildiğince kötü olduğunu ifade etmektedir. TU2 ise 0 ile 1'den büyük değerler arasında yer alabilir.

TU1 istatistiğinin 1'e eşit olabilmesi için aşağıda sıralan olası en kötü tahmin sonuçlarından birisinin elde edilmesi gerekir (Pindyck ve Rubinfeld, 1991, s.340).

- a) Gerçek değerler sıfırdan farklı değerlere sahipken, tahmin değerlerinin sıfıra eşit olması,
- b) Tahmin değerleri sıfırdan farklı değerlere sahipken, gerçek değerlerin sıfıra eşit olması,
- c) Gerçek değerler pozitif değerlere sahipken, tahmin değerlerinin negatif olması,
- d) Gerçek değerler negatif değerlere sahipken, tahmin değerlerinin pozitif olması,

Literatürde en çok kullanılan istatistiklerden biri olan Theil U konusunda bir takım tartışmalar mevcuttur. Bu tartışmalar, anlaşmazlıklar, Theil U istatistiğinin bazı farklı versiyonlara sahip olması (TU1, TU2 gibi) ve bazı versiyonlarının bazı dezavantajlara sahip olmasından kaynaklanmaktadır. Örneğin, Theil ilk kitabında (1961), TU1'i tavsiye ederken, daha sonraki kitabında (1966), ortaya çıkan bazı istatistiksel problemler üzerine TU2 istatistiğini tavsiye etmektedir. Bliemel (1973) basit bir tahmin modelinden daha iyi veya kötü olabilecek herhangi bir tahmin modelinin 1'den küçük bir değer alabileceğini göstermektedir. Bu yüzden eldeki tahmin modelinin alternatif tahmin modelleri ile karşılaştırılmasında TU1 yerine TU2 istatistiğinin kullanılması daha uygun olacaktır (Ahlburg, 1984, s.350). İki istatistiğin daha detaylı incelenmesinde Maddala (1977) ve Granger ve Newbold (1973)'e bakılabilir. Buna rağmen bu çalışmada TU1 istatistiğinin gösterilmesinin sebebi, literatürde yaygın olarak kullanılması ve bazı ekonometrik programların bu istatistiği vermesidir.

Bu çalışmada ele alınan tüm istatistikler RATS 4.2'de yazılan bir program ile elde edilmiştir. RATS kendi Theil U hesaplamasını biraz daha farklı bir yöntem ile gerçekleştirmektedir. Hesaplanan Theil U, tahmin modeline ait KOKH'un basit bir tahmin modeline ait KOKH'a oranı ile bulunmaktadır. Basit modelde değişkenin gelecek dönemine ait tahmin değerinin bu döneme ait gerçek değerine eşit olacağı varsayılır. Ayrıca RATS'in Theil U hesaplaması Ex post tahmine dayalıdır. Buradaki çalışmada ise örneğe ait olan tüm gözlemlerin kullanıldığı örnek içi tahmin (within sample forecast) yapılmaktadır. TSP ve EViews 2.0 programları ise

TU1 değerini vermektedir. EViews 2.0, TU1 değerini verirken aynı zamanda bu değeri oluşturan alt değerlere ait istatistikleri de vermektedir.

Literatürde yukarıda ele alınan istatistiklerin dışında başka istatistiklerin de kullanıldığı görülmektedir. Örneğin, Uygur (1987, s.27) 'korelasyon ve regresyon katsayıları', Özmucur (1989, s.33) 'Theil m' istatistiği, Daniel ve Terrell (1995, s.838-839) 'izleme sinyalleri' gibi farklı kriterleri de göz önüne almaktadır. Hangi istatistiklerin hangi önde gelen çalışmalarda kullanıldığı konusunda Mahmoud (1984) geniş bir literatür çalışması yapmaktadır.

IV.2 TAHMİN BAŞARILARININ KARŞILAŞTIRILMASI

Tablo IV.2.a: %TÜFE için Tahmin Başarı İstatistiklerinin Karşılaştırılması

	Tahmin Aralığı: 2000:1-2000:7			2000:3-2000:7			2000:5-2000:7		
	VAR (L=18)	ARMA (12,0)	ARMA (1,1)	VAR (L=18)	ARMA (12,0)	ARMA (1,1)	VAR (L=18)	ARMA (12,0)	ARMA (1,1)
OMH	0.2994	1.6534	2.2326	0.3218	2.0215	2.8108	0.4404	1.9119	3.1021
OMYH	0.1180	1.1808	1.5356	0.2123	1.5611	2.0745	0.3370	1.8820	2.8821
OKH	0.1570	3.6140	6.2563	0.1352	4.6166	8.4636	0.1945	4.3262	10.4216
KOKH	0.3962	1.9011	2.5013	0.3677	2.1486	2.9092	0.4410	2.0799	3.2282
TU1	0.0662	0.2590	0.3162	0.0805	0.3407	0.4101	0.1182	0.3781	0.4830
TU2	0.1335	0.6406	0.8428	0.1666	0.9737	1.3183	0.2366	1.1160	1.7321

Tablo IV.2.b: %DÖVİZS için Tahmin Başarı İstatistiklerinin Karşılaştırılması

	Tahmin Aralığı: 2000:1-2000:7			2000:3-2000:7			2000:5-2000:7		
	VAR (L=18)	ARMA (20,20)	ARMA (1,1)	VAR (L=18)	ARMA (20,20)	ARMA (1,1)	VAR (L=18)	ARMA (20,20)	ARMA (1,1)
OMH	0.3149	2.1081	2.9052	0.2155	2.1413	2.9897	0.1738	1.9933	3.0163
OMYH	0.1667	1.2346	1.6918	0.1180	1.3510	1.8657	0.1109	1.3540	2.0046
OKH	0.1210	4.5784	8.5440	0.0746	4.8212	9.0853	0.0320	4.4547	9.2799
KOKH	0.3478	2.1397	2.9230	0.2731	2.1957	3.0142	0.1790	2.1106	3.0463
TU1	0.0921	0.3702	0.4448	0.0793	0.3954	0.4714	0.0591	0.4046	0.4909
TU2	0.1883	1.1584	1.5825	0.1594	1.2816	1.7594	0.1118	1.3177	1.9019

Tablo IV.2.c: FAİZ için Tahmin Başarı İstatistiklerinin Karşılaştırılması

	Tahmin Aralığı: 2000:1-2000:7			2000:3-2000:7			2000:5-2000:7		
	VAR (L=18)	ARIMA (16,1,12)	ARIMA (3,1,3)	VAR (L=18)	ARIMA (16,1,12)	ARIMA (3,1,3)	VAR (L=18)	ARIMA (16,1,12)	ARIMA (3,1,3)
OMH	1.0868	26.920	9.3402	2.1188	16.863	5.6163	0.7047	7.8531	6.8278
OMYH	0.0267	0.6808	0.2306	0.0541	0.4296	0.1406	0.0189	0.2084	0.1693
OKH	1.5973	731.03	113.82	5.4666	392.07	40.847	0.9613	85.182	52.615
KOKH	1.2639	27.037	10.669	2.3381	19.801	6.3912	0.9805	9.2295	7.2537
TU1	0.0158	0.2533	0.1355	0.0306	0.2056	0.0878	0.0123	0.1090	0.1004
TU2	0.0316	0.6770	0.2671	0.0596	0.5050	0.1630	0.0248	0.2332	0.1832

Tablo IV.2.a, Tablo IV.2.b ve Tablo IV.2.c, üç ayrı döneme ait tahmin başarılarını göstermektedir. Bu dönemler, 2000:1-2000:7, 2000:3-2000:7 ve 2000:5-2000:7 aralıklarını kapsamaktadır. 2. sütun VAR analizi sonucu elde edilen tahminlere ait istatistikleri ve 3. sütun ise ARIMA yöntemi ile belirlenen nihai modele ait tahminleri değerlendiren istatistikleri göstermektedir. Ancak nihai modeller ile kastedilen, en iyi istatistiksel kriterlere sahip olan modellerdir. Box-Jenkins yönteminde modelin yalın olması tercih sebeplerinden birisidir. Bu yüzden, 4. sütunda ilgili değişkene ait yalın modelin verdiği tahminlere ait istatistikler de yer almaktadır. Böylece tablolarda her tahmin aralığı için VAR, nihai ARIMA ve yalın ARIMA modellerine ait sonuçlar verilmektedir.

Tablo IV.2.a, %TÜFE'ye ait tahmin aralığı genişledikçe hem ARMA hem de VAR'a ait istatistiklerin nispi olarak iyileştiğini göstermektedir. OMH, OMYH, OKH, KOKH, TU1 ve TU2 açısından VAR en iyi sonuçlara sahipken, nihai ARMA, yalın ARMA'dan daha iyi sonuçlar vermektedir.

Tablo IV.2.b'den, %DÖVİZS için, VAR'ın daha iyi tahmin yeteneğine sahip olduğu ve tahmin aralığı daraldıkça, VAR'a ait bütün istatistiklerin iyileştiği sonucu çıkmaktadır. Dönemler karşılaştırıldığında, nihai ARMA, yalın ARMA'dan daha iyi çıkmaktadır. Nihai ARMA için en iyi OMH, OKH ve KOKH değerleri 3 aylık tahminin yapıldığı 2000:5-2000:7 aralığına, en iyi OMYH, TU1 ve TU2 değerleri 7 aylık tahminin yapıldığı 2000:1-2000:7 aralığına aittir.

Tablo IV.2.c'de FAİZ için de en iyi sonuçlar yine VAR'a aittir ve VAR'ın tahminde en başarılı olduğu dönem 2000:5-2000:7 aralığıdır. Ancak, yukarıdaki sonuçların aksine, burada yalın ARIMA modeli, nihai ARIMA modelinden nispi olarak daha iyi OMH, OMYH, OKH, KOKH, TU1 ve TU2 istatistiklerini vermektedir. Yalın modelin en başarılı olduğu dönem ise 2000:3-2000:7 dönemidir.

SONUÇ

Bir seriye ait elde edilen gelecek değerler ekonomi planlayıcıları için önemli bir rehberlik görevi yapmaktadırlar. Ancak, olası daha iyi tahmin sonuçlarını elde edebilmek söz konusu iken, elde edilen tahmin değerlerinin ne kadar güvenilir olduğu sorusu ortaya çıkmaktadır. Bu sorunun cevabı yararlanılan bazı istatistikler yardımı ile 'örnek dönemine ait tahmin' ve 'Ex post tahmin' ler için kolayca verilebilmektedir. Bu çalışma temel olarak, VAR ve ARIMA yöntemlerinin tahmin başarılarını karşılaştırmak amacı ile yapılmıştır. VAR ve ARIMA yöntemleri ile %TÜFE, %DÖVİZS ve FAİZ değişkenlerine ait tahminler 2000:1-2000:7, 2000:3-2000:7 ve 2000:5-2000:7 aralıkları için yapılmıştır. Üç değişkene ait değerlerin tahmininde, VAR sisteminin ARMA modellerinden daha başarılı olduğu gözlemlenmektedir.

Bu çalışmada incelenen değişkenlerin özellikle belirtilen dönemler için tahmininin, diğer olası değişken ve dönemlere ait yapılabilecek tahminlerden daha zor olduğu kabul edilmelidir. Çünkü 2000 yılı, Türkiye ekonomisi için bir geçiş yılıdır ve 2000'den bu yana kamu ve özel sektörleri makro göstergelerin iyileştirilmesi yönünde ciddi adımlar atmışlardır. Bu uzlaşmanın hedefi, yüksek enflasyon, döviz

ve faiz oranlarının hedeflenen rakamlara düşürülmesidir. Gerçekten, örneğin, tarihi periyodu içerisinde çok yüksek seyreden ve bazen üç haneli rakamlara ulaşan enflasyon oranının, 2000'in ilk aylarından itibaren hissedilir şekilde düştüğü görülmektedir. Her üç değişken için de, 78 aya ait gözlem içerisinde son 7 aya ait izlenen bu düşüşleri, herhangi bir modelin çok iyi bir şekilde tahmin etmesi herhalde zordur. Daha istikrarlı değişken ve dönemlerin tahmini daha kolaydır. Bu değişken ve dönemler için yapılabilecek, hem Ex post hem de Ex ante tahminler daha başarılı olabilecektir.

KAYNAKÇA

- Ahlburg A., Dennis, "Forecast Evaluation and Improvement Using Theil's Decomposition," **Journal of Forecasting**, Vol.3, 1984, s.345-351.
- Daniel, Wayne W. ve Terrell, James C., **Business Statistics for Management and Economics**, Seventh Edition, Houghton Mifflin Company, Boston, 1995.
- Doan, A. Thomas, **RATS User's Manual, Version 4.0**, 2nd Printing, Estima, Evanston IL, 1992.
- Enders, Walter, **Applied Econometric Time Series**, John Wiley & Sons, Inc. New York, 1995.
- Gaynor, E. Patricia and Ricky C. Kirkpatrick, **Time Series Modeling and Forecasting in Business and Economics**, McGraw Hill Inc., New York, International Editions, 1994.
- Granger, C.W.J. ve P. Newbold, "Some Comments on the Evaluation of Economic Forecasts," **Applied Economics**, 1973, s.35-47.
- Maddala, G.S., **Econometrics**, McGraw Hill Inc., New York, International Editions, 1977.
- Mahmoud, Essam, "Accuracy in Forecasting: a Survey," **Journal of Forecasting**, Vol.3, 1984, s.139-159.
- Özmuçur, Süleyman, **Geleceği Tahmin Yöntemleri**, İSO Araştırma Dairesi, No: 1990/2, İstanbul, Ocak 1990.
- Pindyck, Robert S. ve Rubinfeld, Daniel, **Econometric Models & Economic Forecasts**, Third Edition, McGraw-Hill, Inc., New York, 1991.
- TCMB, EVDS,
[http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cgi-bin/famecgi?cgi=\\$cbtweb&DIL=UK](http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cgi-bin/famecgi?cgi=$cbtweb&DIL=UK),
Ağustos, 2000.
- Uygur, Ercan, **SESRTCIC Econometric Model of The Turkish Economy**, SESRTCIC, Ankara, Turkey, 1987.