

ZAMAN DİZİLERİNDE DOĞRUSAL OLMAYAN SETAR MODELİ
VE
UYGULAMALARI

76774

Nilüfer ÇELİK

YÜKSEK LİSANS TEZİ
(İSTATİSTİK)

GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

76174

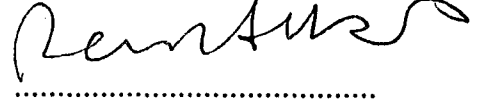
Kasım 1998

ANKARA

T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ

✓

Nilüfer ÇELİK tarafından hazırlanan ZAMAN DİZİLERİNDE DOĞRUSAL OLMAYAN SETAR MODELİ ve UYGULAMALARI adlı bu tezin Yüksek Lisans tezi olarak uygun olduğunu onaylarım.



Tez Yöneticisi
Doç.Dr.Reşat KASAP

Bu Çalışma, jürimiz tarafından İSTATİSTİK Anabilim Dalında YÜKSEK LİSANS tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan : Doç.Dr. Hamza Gökçam 
Üye - : Doç.Dr. Reşat Kasap 
Üye : Yrd. Doç.Dr. İhsan Alp 
Üye : _____
Üye : _____

Bu tez, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tez yazım kurallarına uygundur.

B. Atasoy

ZAMAN DİZİLERİNDE DOĞRUSAL OLMAYAN SETAR MODELİ

VE

UYGULAMALARI

(Yüksek Lisans Tezi)

Nilüfer ÇELİK

GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

Kasım 1998

ÖZET

Bu çalışmanın amacı *ileriye dönük tahmin* (kestirim) için, doğrusal modellerle doğrusal olmayan modelleri karşılaştırarak daha üstün tahmin kapasitesi olan modeller geliştirmektir. Burada doğrusal modeller için Box-Jenkins yaklaşımı, doğrusal olmayan diziler için ise SETAR (Kendinden uyarımlı eşiksel otoregressif) modellemesi kullanılmıştır. Konuyla ilgili kuramsal yapı verildikten sonra, geniş çaplı bir uygulama yapılmıştır. Uygulamada farklı eğilimler gösteren T.C. Merkez Bankası'nın *günlük Mark kuru*, T.C. Ziraat Bankası'nın *zirai kredi* rakamları, T.C. Merkez Bankası'nın *1 ons altının Dolar* cinsinden fiyatları ve DİE'nin *aylık sanayi endeks* değerlerinin oluşturduğu dizilerin modellemesi yapılmıştır. İlk önce, ham veri için doğrusal ve doğrusal olmayan modeller belirlenerek kestirimi yapıldı. Daha sonra her bir modelin kestirimleri, "hata kareler ortalama" ölçütü (HKO) ile karşılaştırılarak en iyi model belirlendi. Bundan sonraki aşamada, her bir veri için gerekli dönüşümler yapılarak doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin

HKO'ları karşılaştırılmıştır. Buna göre her bir dizi için en iyi modeller belirlenmiştir.

Bilim Kodu : 406 02 01

Anahtar Kelimeler : SETAR (Kendinden uyarımlı eşiksel otoregressif) model, Doğrusal zaman dizisi modelleri, Doğrusallık testleri, Kestirim.

Sayfa Adedi : 58

Tez Yöneticisi : Doç.Dr.Reşat KASAP

SETAR MODEL FOR NON-LINEAR TIME SERIES**AND****APPLICATIONS****(M.Sc. Thesis)****Nilüfer ÇELİK****GAZİ UNIVERSITY****INSTITUTE OF SCIENCE AND TECHNOLOGY****November 1998****ABSTRACT**

The aim of this study is to develop better estimation models by comparing linear and non-linear models for the *forecasting*. In this study, Box-Jenkins method is used for linear models, where SETAR (Self exciting threshold autoregressive) model is used for non-linear series. Having given the theoretical structure, an extensive application has been realized. Series of *daily DM parity* Central Bank of Turkey, volume of *agricultural credits* granted by Agricultural Bank of Turkish Republic, Central Bank price of *1 ounce gold in terms of Dollars* and *monthly Industrial Index* published by State Institute of Statistics which has different trends in real life, have been modelled. First of all for raw data, linear and non-linear models have been modelled and forecasted. Then, forecast of each model has compared by (MSE) “mean square error” to select the best model. After that, necessary transformation of each data has been performed and MSE’s of linear and non-linear models have

compared. The best models have selected for each series as a result of this comparison.

Science Code : 406 02 01

Key words : SETAR (Self-exciting threshold autoregressive model, linear time series models, linearity tests, forecasting.)

Page number : 58

Adviser : Doç.Dr.Reşat KASAP



TEŞEKKÜR

Çalışmalarım boyunca değerli yardım ve katkılarıyla beni yönlendiren Hocam Doç.Dr.Reşat KASAP'a teşekkürlerimi sunarım.

Ayrıca bu çalışmam sırasında iş yerimden izin konusunda gösterdikleri anlayıştan dolayı Müdür Yrd. Ali TUTUCU ve Müdür Yrd. Esmâ BAYAR'a, İngilizce çevirilerimdeki yardımdan dolayı Müdür Yrd. Ü.Serap GÜRSEL ile bilgisayar kullanımı konusundaki desteklerinden dolayı arkadaşım Levent F. KÖZ'e teşekkürlerimi bir borç bilirim.

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 2.1. Varyans sabitleştirme dönüşümleri.....	10
Çizelge 4.1. Dönüşüm yapılmadan önce günlük Mark kuru dizisine ait modelin uygunluk testi.....	36
Çizelge 4.2. Dönüşüm yapılmadan önce günlük mark kuru dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri.....	36
Çizelge 4.3. Dönüşüm yapıldıktan sonra günlük Mark kuru dizisine ait modelin uygunluk testi.....	38
Çizelge 4.4. Dönüşüm yapıldıktan sonra günlük Mark kuru dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri.....	39
Çizelge 4.5. Dönüşüm yapılmadan önce zirai kredi dizisine ait modelin uygunluk testi.....	40
Çizelge 4.6. Dönüşüm yapılmadan önce zirai kredi dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri.....	41
Çizelge 4.7. Dönüşüm yapıldıktan sonra zirai kredi dizisine ait modelin uygunluk testi.....	43
Çizelge 4.8. Dönüşüm yapıldıktan sonra zirai kredi dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri.....	43
Çizelge 4.9. Dönüşüm yapılmadan önce altın dizisine ait modelin uygunluk testi.....	45
Çizelge 4.10. Dönüşüm yapılmadan önce altın dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri.....	45

Çizelge 4.11. Dönüşüm yapıldıktan sonra altın dizisine ait modelin uygunluk testi.....	47
Çizelge 4.12. Dönüşüm yapıldıktan sonra altın dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri.....	48
Çizelge 4.13. Dönüşüm yapılmadan önce aylık sanayi endeksi dizisine ait doğrusal olmayan modelin uygunluk testi.....	49
Çizelge 4.14. Dönüşüm yapılmadan önce aylık sanayi endeksi dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri.....	50
Çizelge 4.15. Dönüşüm yapıldıktan sonra aylık sanayi endeksi dizisine ait doğrusal olmayan modelin uygunluk testi.....	52
Çizelge 4.16. Dönüşüm yapıldıktan sonra aylık sanayi endeksi dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri.....	52

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 4.1. Günlük Mark kuru değerlerine ait grafik.....	30
Şekil 4.2. Aylık zirai kredi rakamlarına ait grafik.....	31
Şekil 4.3. Aylık altın fiyatlarına ait grafik.....	32
Şekil 4.4. Aylık sanayi endeks rakamlarına ait grafik.....	33
Şekil 4.5. Dönüştürülmüş günlük Mark kuruna ait grafik.....	37
Şekil 4.6. Dönüştürülmüş aylık zirai kredi rakamlarına ait grafik.....	41
Şekil 4.7. Dönüştürülmüş aylık altın fiyatlarına ait grafik.....	46
Şekil 4.8. Dönüştürülmüş aylık sanayi endeks rakamlarına ait grafik.....	50

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET.....	i
ABSTRACT.....	iii
TEŞEKKÜR.....	v
ÇİZELGELERİN LİSTESİ.....	vi
ŞEKİLLERİN LİSTESİ.....	viii
1. GİRİŞ.....	1
2. DOĞRUSAL ZAMAN DİZİLERİ MODELLERİ.....	5
2.1. Otoregressif (AR) Modeller.....	5
2.2. Hareketli Ortalama (MA) Modeli.....	6
2.3. Otoregressif Hareketli Ortalama (ARMA) Modelleri.....	7
2.4. Durağan Olmayan Doğrusal Modeller.....	9
2.5. Mevsimsel Modeller.....	11
2.6. Modelleme.....	11
2.6.1. Model derecesinin belirlenmesi.....	13
2.6.2. Parametre tahmini.....	15
2.6.2.1. En çok olabilirlik yöntemi.....	16
2.6.3. Modelin uygunluğu.....	17
2.6.4. En iyi modelin seçimi.....	18

3.	DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLEME.....	19
3.1.	SETAR Modellemesi.....	19
3.1.1.	SETAR modelinde parametre tahmini.....	20
3.2.	Testler.....	22
3.2.1.	Lin-Mudholkar testi.....	23
3.2.2.	McLeod - Li testi.....	24
3.2.3.	Olabilirlik oran (LR) testleri.....	24
3.3.	Kestirim.....	25
4.	UYGULAMA.....	28
4.1.	Veriler.....	29
4.1.1.	Günlük Mark kuru.....	29
4.1.2.	Zirai kredi rakamları.....	30
4.1.3.	Altın.....	31
4.1.4.	Aylık sanayi endeksi.....	32
4.2.	Analiz.....	34
4.2.1.	Günlük Mark kuru için modelleme.....	34
4.2.2.	Zirai kredi rakamları için modelleme.....	39
4.2.3.	Altın verisi için modelleme.....	43
4.2.4.	Aylık sanayi endeksi için modelleme.....	48

5. SONUÇ.....	53
KAYNAKLAR.....	55
ÖZGEÇMİŞ.....	58



1. GİRİŞ

Hedeflerimize ulaşabilmek için geleceğe dönük planlar yapmak zorundayız. Bu planları gerçekleştirme aşamasında bazı belirsizlikler söz konusu olabilir. İşte bu belirsizlikler için bazı kararlar almamız gerekecektir. Bu kararlar için bizi amacımıza götürecek olan olayların geçmişi, gelecekteki belirsizlikler için bize yol gösterecektir. Örneğin finansal kaynakların gelecekteki durumlarını belirleyen faktörlerin etkisini önceden tam olarak bilmek mümkün değildir. Verilerimizin geçmişteki eğilimlerini bilirsek, gelecekteki belirsizliği azaltarak sağlıklı kestirimlerde (forecasting) bulunabiliriz. Bunun için zaman dizileri analizine ihtiyaç duyulur. Zaman dizileri analizi ise belirli aralıklarla gözlenen ve değerleri kaydedilen (yıllık, aylık, haftalık, günlük v.b.) herhangi bir değişkenden elde edilen verinin kendine özgü tekniklerle incelenmesidir. Bu analizde gözlem değerlerinin bağımlı olduğu varsayımı kabul edilir. Dolayısıyla da bir değişkenin geçmiş ve bugünkü gözlem değerlerine dayanarak, değişkenin gelecek dönemlerde alabileceği değerleri yaklaşık olarak belirlenebilir.

Zaman dizilerinin en önemli özelliklerinden biri dört unsurdan meydana gelmesidir. Bunlar: trend, konjonktürel dalgalanmalar, mevsimsel dalgalanmalar ve rastgele dalgalanmalardır. Bunların anlamları kısaca şu şekilde yazılabilir; Trend, bir değişkenin uzun dönemdeki eğilimidir. Konjonktürel dalgalanmalar, bir yıldan fazla bir zaman aralığı ile tekrar eden dalgalanmalardır. Mevsimsel dalgalanmalar, mevsimsel faktörlerden dolayı bir yıl içindeki dalgalanmalardır. Rastgele dalgalanmalar, ne zaman ve ne şekilde meydana gelecekleri bilinmeyen dalgalanmalardır (yer sarsıntısı, su baskını, grevler, siyasi karışıklıklar v.b.).

Zamana bağılı dizileri analiz etmek için öncelikle bu dizileri bir modele oturtmak gerekiyor. Bu konuda yapılan bilimsel araştırmaların çoğu, özellikle iktisadi olaylarla ilgili dizilerin, doğrusal modellerle tam olarak ifade edilemeyeceğini göstermiştir. Diğer bir ifade ile bazı finansal kaynaklar zaman içinde sabit bir artış eğilimi gösterdiğinden, doğrusal modellerle açıklanabilmektedir. Ancak genellikle iktisadi diziler bir takım unsurların (sosyolojik, psikolojik, ekonomik kararlar v.b.) etkisinde kaldığı için orijinal veride bazı dalgalanmalar gözlemlenir. Örneğin ülkemizde günlük Mark kuru, enflasyon nedeniyle sürekli bir artış eğiliminde olduğu için durağan olmayan bir yapıya sahiptir. Ayrıca spekülasyon gibi bazı gelişmelerden kaynaklanan dalgalanmalar ile de doğrusallığı kaybolabilmektedir. Dolayısıyla, doğrusal modelleme yetersiz kalabilmektedir. Bu nedenle, doğrusal yöntemlerle tespit edilemeyen durumlar için doğrusal olmayan yöntemlere başvurulmuştur.

Doğrusal modellemede durağan olmayan diziler ile doğrusal olmayan diziler bir takım dönüşümlerle durağanlaştırıldığı ve doğrusal hale getirilebildiği için bilgi kaybına neden olunabilir. Bu da yanlış hedeflere yönelmemize neden olabilir. Bundan dolayı literatürde doğrusal modellemeye alternatif olarak bazı doğrusal olmayan modelleme teknikleri geliştirilmiştir. Bunlardan bazıları ARCH, GARCH. Bilineer, Üstel ve SETAR yöntemleridir. Doğrusal olmayan zaman dizisi modelleri Wiener (1956) ile başlamıştır. Ancak en büyük gelişmeler son yıllarda olmuştur. Örneğin; Subba Rao ve Gabr (1984) "Bilineer Modeller", Engle (1982) "ARCH ve GARCH modelleri", Tong(1990) "Eşiksel Otoregressif Modeller", Haggan ve Ozaki (1980) "Üstel AR Modelleri", Lawrence ve Lewis (1985) "Üstel Hareketli Ortalama" ve Raftery (1982) ise "Normal Olmayan Zaman Dizileri Modelleri" üzerinde çalışmışlardır. Bu çalışmamızda söz konusu doğrusal olmayan tekniklerden SETAR incelenerek finansal veriler üzerinde uygulanması ile doğrusal modellemeye göre nasıl bir farklılık ortaya koyacağı araştırılacaktır.

Doğrusal olmayan modellerin kullanımının artmasıyla birlikte, verilen bir dizinin doğrusal olup olmadığını tespit edecek testlere olan ihtiyaç da artmaktadır. Ancak, henüz doğrusal olmayan modelleri doğrusal modellerden net bir şekilde ayırmaya yarayan bir yöntem yoktur. Fakat genel yaklaşım, seçilmiş bir doğrusal olmayan modele karşı doğrusal modeli test etmektir. Söz konusu yaklaşımı bu çalışmamızda da kullanacağız. Fakat bunun yanında elde edilen modeli daha iyi kestirim vermesi bakımından da karşılaştırmasını yapacağız. Buna göre bu araştırmadaki asıl amacımız *ileriye dönük tahmin* (kestirim) için, doğrusal modellerle doğrusal olmayan modelleri karşılaştırarak; T.C. Merkez Bankası'nın günlük Mark kuru ile 1 ons altının Dolar cinsinden fiyatları, T.C. Ziraat Bankası'nın zirai kredi rakamları ve DİE'nin aylık sanayi üretim endeks değerlerinin oluşturduğu diziler için daha üstün tahmin kapasitesi olan modeller geliştirmektir. Burada doğrusal modeller için Box-Jenkins yaklaşımı, doğrusal olmayan diziler için ise SETAR modellemesi kullanılmıştır.

Box-Jenkins Yöntemi, durağan ve doğrusal tek değişkenli zaman dizilerinin ileriye dönük tahmininde kullanılan yöntemlerden birisidir. Gözlem değerlerinin eşit zaman aralıklı, kesikli olması Box-Jenkins yönteminin önemli varsayımlarındandır.

SETAR tipinde doğrusal olmayan zaman dizisi modeli ve buna ilişkin testler Tong(1980, 1990), Petruccelli - Davis (1986), Chan-Tong (1986), Tsay (1987), Petruccelli (1987) ve Moeanaddin-Tong (1988) tarafından ortaya atılmıştır. Bu yazarlar bir çok zaman dizisinin tek bir modelle ifade edilemeyeceğini savunuyorlar ve doğrusal olmayan dizilere eşikler koyarak modelin parça parça doğrusallaştırılmasını öneriyorlar.

Bu çalışmanın kapsamı şu şekilde düzenlenmiştir; Bölüm 2' de doğrusal durağan ve durağan olmayan zaman dizileri modelleri tanıtılmış; model belirleme aşamaları, parametre tahmini, modelin uygunluğu ve en iyi modeli veren seçim ölçütü açıklanmıştır. Üçüncü Bölüm' de zaman dizilerinde doğrusal olmayan SETAR modeli ve bu modelin uygun olup olmadığını anlamak için kullanılan testler verilmiştir. Bölüm 4' de DİE'nin aylık sanayi üretim endeksi, T.C. Merkez Bankası' nın altın fiyatları ile günlük Mark kuru ve T.C. Ziraat Bankası'nın kullandığı aylık zirai kredi rakamlarının doğrusal ve doğrusal olmayan modeller üzerindeki uygulaması ve analiz sonuçları verilmiştir. Bölüm 5' de ise analizlerin kısa bir sonucu verilmiştir.



2. DOĞRUSAL ZAMAN DİZİLERİ MODELLERİ

Bir zaman dizisinin ortalaması, varyansı, kovaryansı ve daha yüksek dereceden momentleri zamana göre değişmiyorsa, dizi durağandır. Tek değişkenli zaman dizilerinde Otoregressif (AR), Hareketli Ortalama (MA) ve Otoregressif - Hareketli Ortalama (ARMA) Box-Jenkins (1976) yaklaşımında doğrusal durağan modeller olarak adlandırılır. Söz konusu modeller kısaca aşağıda verilmiştir.

2.1. Otoregressif (AR) Modeller

Otoregressif (AR) model, herhangi bir zaman dizisinin gecikmeleri cinsinden ifade edilen modeldir. AR modelleri içerdikleri geçmiş dönem sayısına göre adlandırılırlar. Eğer bir AR modeli bir tane geçmiş dönem içeriyorsa birinci dereceden, p tane geçmiş dönem içeriyorsa p'inci dereceden AR modeli olarak adlandırılır. AR(p) modelinin genel ifadesi şöyledir;

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (2.1)$$

Burada $Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_{t-p}$ değerleri, her gözlem değerinin μ 'den farkı alınarak (Burada Y_t orijinal diziyi temsil etmek üzere $Z_t = Y_t - \mu$) elde edilir. $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ modelin bilinmeyen fakat tahmin edilecek parametreleridir. p, modelin derecesi ve e_t ise ortalaması sıfır ve varyansı σ^2 olan beyaz gürültü sürecidir. AR modelleri geriye doğru öteleme operatörü B kullanılarak ifade edilecek olursa aşağıdaki gibi yazılabilir,

$$BZ_t = Z_{t-1}, B^2 Z_t = Z_{t-2}, \dots, B^p Z_t = Z_{t-p}$$

olmak üzere,

$$Z_t = (\phi_1 B + \phi_2 B^2 + \dots + \phi_p B^p) Z_t + a_t \quad (2.2)$$

dır. Bu yazılış şekli modellerin durağanlık koşulunu sağlayıp sağlamadığını belirlemede yardımcı olur. Buna göre sürecin durağan olabilmesi için polinomun sıfıra eşitlenmesiyle bulunacak köklerin birim çemberin dışında kalması gerekmektedir. Örneğin, AR(1) modelini, geriye doğru öteleme operatörü B'yi kullanarak yazalım;

$$(1 - \phi_1 B) Z_t = a_t \quad (2.3)$$

Bu modelin durağan olması için, $|\phi_1| < 1$ koşulunun sağlanması gerekir. AR modeli her zaman tersi alınabilirlik koşulunu sağlar. Tersi alınabilirlik koşulu, MA modelinin AR modeli için aranan durağanlığa benzer bir özelliğidir.

2.2. Hareketli Ortalama (MA) Modeli

Bir zaman dizisinin, aynı dönemin artık terimi ile belirli sayıda geçmiş dönemin artık terimlerinin doğrusal bir bileşimi olarak ifade edildiği modeller, hareketli ortalama modelleridir. Hareketli ortalama modelleri de içerdikleri gecikme sayısına göre birinci dereceden veya q uncu dereceden MA modeli olarak isimlendirilirler. MA(q) modelinin genel ifadesi aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.4)$$

Burada $Z_t = Y_t - \mu$ olarak alınmıştır. $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ modelin tahmin edilecek parametreleridir. q ise MA modelinin derecesini göstermektedir. MA modelleri her zaman durağanlık koşulunu sağlarlar. Ancak tersi alınabilirlik

özelliğini sağlayıp sağlamadığını anlamak için en kolay yol modelin geriye doğru öteleme ($BZ_t = Z_{t-1}$) operatörü B ile ifade edilmesidir. Tersinirliğin sağlanması için bu polinomun köklerinin birim çemberin dışında kalması gerekmektedir. MA(q) modeli, geriye doğru öteleme operatörü B ile şöyle yazılabilir :

$$Z_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t \quad (2.5)$$

Örnek olarak MA(2) modeli göz önüne alınırsa,

$$1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 = 0 \quad (2.6)$$

olur. Bu polinomun kökleri birim çemberin dışında kalıyorsa model tersinir alınabilir koşulunu sağlar denir. Bu ise θ_1 ve θ_2 parametrelerinin tanımlı oldukları aşağıda belirtilen

$$\begin{aligned} \theta_2 + \theta_1 &< 1 \\ \theta_2 - \theta_1 &< 1 \\ |\theta_2| &< 1 \end{aligned} \quad (2.7)$$

koşulların birlikte sağlanmasına karşılık gelir.

2.3. Otoregressif Hareketli Ortalama (ARMA) Modelleri

ARMA modelleri durağan zaman dizilerinin modellenmesinde kullanılan AR ve MA modellerinden oluşan genel karma bir modeldir. ARMA modelleri durağan zaman dizilerinin modellenmesinde esneklik sağlama ve tahmin edilecek parametre sayısını azaltmak için geliştirilmiştir. Bu modellerde bir zaman dizisinin herhangi bir dönemine ait gözlem, ondan önceki belirli sayıda

gözlemin ve artık terimlerinin doğrusal bir bileşimi olarak ifade edilir. ARMA (p,q) modeli genel olarak şöyle yazılabilir,

$$Z_t = \varphi_1 Z_{t-1} + \varphi_2 Z_{t-2} + \dots + \varphi_p Z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

veya

(2.8)

$$Z_t - \varphi_1 Z_{t-1} - \varphi_2 Z_{t-2} - \dots - \varphi_p Z_{t-p} = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

Yukarıdaki deklemlerde yer alan bütün notasyonların anlamları AR(p) ve MA(q) modellerinde belirtildiği gibidir. Bu yüzden yeniden ele alınmayacaktır.

ARMA modellerinin de durağanlık ve tersi alınabilirlik koşullarını sağlayıp sağlamadığını belirlemek için bunu geriye doğru öteleme operatörü B'yi kullanarak yeniden yazmakta yarar vardır. Öyleyse ARMA(p,q) modeli B operatörü kullanarak,

$$\varphi(B)Z_t = \theta(B)a_t \quad (2.9)$$

yazılır. Buradaki $\varphi(B)$ ile $\theta(B)$ sırasıyla p ve q dereceden polinomlardır. Bunlar;

$$\varphi(B) = 1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p \quad (2.10)$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (2.11)$$

şeklinde ifade edilirler. Bu polinomların kökleri sırayla $\varphi(B)$ ve $\theta(B)$ için birim çemberin dışında kalıyorsa ARMA modeli durağanlık ve tersi alınabilirlik koşullarını sağlarlar.

2.4. Durağan Olmayan Doğrusal Modeller

Gerçek hayatta karşılaşılan zaman dizilerinin çoğu, özellikle ekonomik diziler, çoğunlukla durağan değildir. Bu dizilerin durağanlığı trend, mevsimsel ve konjonktürel dalgalanmalar ve rastgele yapıya sahip olaylar tarafından bozulmaktadır. Durağanlığın sağlanabilmesi için adı geçen etkenlerin önceden belirlenmesi ve yok edilmesi, kısaca durağan olmayan bir zaman dizisinin durağan hale dönüştürülmesi gerekmektedir. Bu ise söz konusu dizinin uygun dereceden farkları alınarak yapılabilir. Uygulamada fark genellikle 1 veya en çok 2 olarak alınır (Özmen, 1986). Bu konuya (2.6.1)' de yeniden değinilecektir.

Durağan olmayan doğrusal modeller, gerekli sayıda farkı alınmış olan dizilere uygulanan AR ve MA modellerinden oluşan modellerdir. Eğer, otoregressif parametresinin derecesi p , hareketli ortalama parametresinin derecesi q ve d ise alınan fark sayısı olmak üzere, bu modele (p,d,q) dereceden otoregressif tamamlanmış hareketli ortalama modeli adı verilir ve İngilizce kısaltmaları ile kısaca ARIMA(p,d,q) olarak ifade edilir. Genel ARIMA(p,d,q) modeli, fark alma operatörü

$$\nabla = Z_t - Z_{t-1}$$

ve

$$W_t = \nabla^d Z_t$$

olmak üzere

$$W_t = \phi(B)Z_t = \phi(B)\nabla^d Z_t = \theta(B)A_t \quad (2.12)$$

şeklinde yazılır. Burada, W_t farkı alınmış diziyi temsil etmektedir.

ARIMA(p,d,q) modelinin genel ifadesinin yanında, ayrı ayrı ARI(p,d) veya IMA(d,q) modelleri de yazılabilir. ARIMA modellerinde durağanlık koşulları ARMA modellerinde olduğu gibidir.

Diğer taraftan, eğer eldeki zaman dizisi fark alma işlemleri ile durağan hale gelemeyecek görüntüde ise bu durumda varyans sabitleştirme dönüşümleri (güç dönüşümleri) yapılır. Söz konusu varyans düzgünleştirmek için güç fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanır (Wei, 1990);

$$T(Z_t) = Z_t^{(\lambda)} = \frac{Z_t^{(\lambda)} - 1}{\lambda} \quad (2.13)$$

Bu dönüşüme aynı zamanda Box - Cox dönüşümü denir. Burada λ , dönüşüm parametresi olarak adlandırılır. Z_t ise dönüştürülmüş dizidir. Aşağıdaki Çizelge 2.1'de en çok kullanılan dönüşümler ve λ değerleri verilmiştir. Gerektiğinde bu ve bunun dışındaki dönüşümler uygulanarak veri, varyansta durağan hale getirilebilir. Varyansta durağanlıktan sonra gerekiyorsa ortalamada durağanlık için fark alma operatörü kullanılabilir (Kasap, 1996).

Çizelge 2.1. Varyans sabitleştirme dönüşümleri

λ Değerleri	Dönüşümler
-1.0	$1/Z_t$
-0.5	$1/\sqrt{Z_t}$
0.0	$\ln Z_t$
0.5	$\sqrt{Z_t}$
1.0	Z_t

2.5. Mevsimsel Modeller

Çeşitli aralıklarla birbirini izleyen zamanların aynı dönemlerinde benzer hareketler gösteren zaman dizilerine mevsimsel zaman dizileri adı verilir. Mevsimsel dalga uzunlukları s ile ifade edilirse gözlem değerleri aylık için $s=12$, 6 aylık için $s=6$, üçer aylık için ise $s = 4$ 'tür. Gözlem değerleri bazen saatlik, dakikalık hatta saniyelik de olabilir.

Genel mevsimsel modelin derecesi, mevsimsel ve mevsimsel olmayan modellerin derecelerinin çarpımıdır. Bu ise kısaca $(p,d,q)X(P,D,Q)$ olarak ifade edilir. Burada, (p,d,q) mevsimsel olmayanı, (P,D,Q) ise mevsimselliği gösterir. Buna göre mevsimsel modelin genel ifadesi şöyledir;

$$\varphi_p(B)\Phi_P(B^s)\Delta^d\Delta_s^D Z_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t \quad (2.14)$$

$\Phi_P(B^s)$ ve $\Theta_Q(B^s)$ sırasıyla P ve Q dereceden B 'nin mevsimsel polinomlarını gösterir. Δ_s^D , mevsimsel fark alma operatörü, Δ^d ise d 'inci dereceden mevsimsel olmayan fark alma operatörüdür. Bu modellerde durağanlık şartları daha önce incelenen modellerde olduğu gibidir. Buna göre en genel haliyle durağan olan-olmayan ve mevsimsel olan-olmayan doğrusal zaman dizilerini sembolik olarak SARIMA(p,d,q)X(P,D,Q) şeklinde yazabiliriz.

2.6. Modelleme

Verilen bir zaman dizisinde kabaca bir modeli belirlemek için genellikle aşağıdaki aşamalar izlenir (Box-Jenkins, 1976; Wei, 1990);

1. Aşama: Herhangi bir zaman dizisi için ilk basamak, verinin plotunun

çizilmesidir. Çizilen plot dikkatle incelendiğinde veri hakkında genel fikirler elde edilir. Trend, mevsimsellik, değişmeyen varyans, durağan olmayan ve doğrusal olmayan olayları yaklaşık görebiliriz. Bu ise bize çoğunlukla mümkün olabilecek dönüşümlerin yapılmasında yardımcı olur.

2. Aşama: Orijinal dizinin örnek otokorelasyon fonksiyon (ACF) ve örnek kısmi otokorelasyon fonksiyon (PACF) değerleri hesaplanır ve incelenir. Örnek otokorelasyon, dizinin gözlemleri arasındaki ilişkidir. Otokorelasyon değerleri bize, dizinin durağan olup-olmadığını ve hareketli ortalama modelinin derecesini gösterir ve $\hat{\rho}_k$ ile gösterilir. k gecikmesi için otokorelasyon katsayısı aşağıdaki gibi elde edilir,

$$\rho_k = \frac{E[(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu)]}{\sqrt{E[(Z_t - \mu)^2]} \sqrt{E[(Z_{t+k} - \mu)^2]}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (2.15)$$

İncelenen zaman dizisi için hesaplanan otokorelasyon katsayısına “örnek otokorelasyon katsayısı” denir ve $r(k)$ ile gösterilir.

$$r(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (z_t - \bar{z})(z_{t+k} - \bar{z})}{\sum_{t=1}^n (z_t - \bar{z})^2}; \quad k=1,2,\dots \quad (2.16)$$

Kısmi otokorelasyon ise Z_t ile Z_{t+k} 'ıncı gözlemler arasındaki ilişkidir. Kısmi otokorelasyon katsayıları otoregressif modellerin derecesinin belirlenmesinde kullanılır ve gecikmesine bağlı olarak hesaplanan kısmi otokorelasyon katsayıları $\phi_{11}, \phi_{22}, \dots, \phi_{kk}$ simgeleriyle gösterilir. Böylece Z_t ile Z_{t+k} arasındaki kısmi otokorelasyon formülasyonu,

$$\phi_k = \frac{Kov[(Z_t - \hat{Z}_t)(Z_{t+k} - \hat{Z}_{t+k})]}{\sqrt{Var(Z_t - \hat{Z}_t)}\sqrt{Var(Z_{t+k} - \hat{Z}_{t+k})}} \quad (2.17)$$

ile tanımlanır. Örnek kısmi otokorelasyon ise aşağıdaki gibi bulunur.

$$\hat{\phi}_{k+1,k+2} = \frac{r_{k+1} - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} r_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} r_j}; \hat{\phi}_{k+1-j} = \hat{\phi}_{kj} - \hat{\phi}_{k+1,k+2} \cdot \hat{\phi}_{k,k+1-j}; j=1, \dots, k \quad (2.18)$$

3. Aşama : Gerekliyse uygun dönüşüm ve fark alındıktan sonra örnek ACF ve örnek PACF hesaplanarak p ve q'nun kabaca düzeyleri belirlenir.

Modelleme aşamaları bunlardan sonra model derecesinin belirlenmesi, parametre tahmini, modelin uygunluğunun belirlenmesi ve en iyi modelin seçimi şeklinde sıralanabilir (Kasap, 1996).

2.6.1. Model derecesinin belirlenmesi

Eldeki bir veri grubunu istatistiksel olarak değerlendirmede kullanılacak istatistiksel testlerin geçerliliği için verilerin durağan olması gerekir. Bunu anlamak için en kolay yol kabaca bilgi vermekle birlikte dizinin grafiğidir. Eğer grafik sürekli artma yada azalma eğilimi gösteriyorsa dizinin durağan olmadığına karar verilir. Ancak bu yol yanıltmamıza ve sağlıklı kararlar vermemize neden olabilir. Çünkü ilk bakışta durağan gibi algılanan diziler zaman içinde az da olsa bazı değişiklik gösterebilirler. Zaman dizilerinde durağanlığı tespit etmenin en güvenilir yolu dizinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleridir. Bu grafiklerden verinin hangi ARIMA modeline uygun olacağı ve derecelerinin (p,d,q), hangi değerleri alacağı saptanır.

Durağanlık yapısını ortaya koyan bir başka ölçüt de birim kök testleridir (Dikey ve Fuller, 1979). Fakat bu konuya burada girilmeyecektir.

Eğer hesaplanan otokorelasyon değerleri bir kaç gecikmeden sonra üstel olarak hızlı bir şekilde sifıra yaklaşıyorsa, incelenen zaman dizisi durağandır denilebilir. Diğer bir ifade ile bulunan otokorelasyon değerleri $\pm Z_T/\sqrt{n}$ sınırları içinde kalıyorsa, otokorelasyon değerlerinin yaklaşık sıfır olduğu ve dizinin de rastgele dağıldığı söylenebilir (Burada Z_T , normal dağılımdaki tablo değeridir). Bu durumda geçici model olarak; AR(p), MA(q) ve ARMA(p,q) model gruplarından uygun olan birisi seçilir.

Durağan modellerde geçici uygun model yapısı AR(p) için, kısmi otokorelasyon katsayılarından yararlanılır. Bunun için kısmi otokorelasyon katsayılarının korelogramı çizilir. Bu grafik üzerinde % 95 güven aralığı dışında kalan kısmi otokorelasyon katsayılarının gecikmesi bize geçici uygun modelin derecesini verir. Örneğin istatistiksel olarak anlamlı olan birinci gecikmeye ait otokorelasyon katsayısı varsa model AR(1), p tane varsa AR(p) olarak gösterilir.

Geçici uygun model MA(q) tipinde ise, bu modelin derecesi otokorelasyon katsayılarından yararlanılarak belirlenir. Bunun için otokorelasyon katsayılarının korelogramı çizilir. Korelogramda standart hata limitleri dışında kalan otokorelasyon katsayıları MA(q) modelinin derecesini verecektir.

ARMA(p,q) modeli için p ve q derecelerinin belirlenmesinde otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarından yararlanılır. Anlamlı otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları birer tane ise, geçici ARMA modelinin derecesi ARMA(1,1) olacaktır. Bu tür model için model derecesini belirlemek her zaman kolay olmamaktadır.

Eğer otokorelasyon katsayıları üstel olarak sıfıra yaklaşma eğiliminde değilse durağan olmayan bir dizimiz var demektir. Yani katsayılar yavaş bir şekilde üstel olarak azalıyorlarsa durağan dışılık sözkonusudur. Bu dizinin analiz edilmesi için durağan hale getirilmesi gerekir. Bunun için dizinin birinci farkı alınarak otokorelasyon katsayılarına bakılır. Eğer katsayılar hızla sıfıra yaklaşıyorsa, yani standart hata sınırları içine düşüyorsa dizi durağandır. Aksi takdirde fark dizisinin tekrar farkının alınması gerekebilir. Fark alma yoluyla durağan hale getirilen dizi için geçici model olarak $IAR(p,d)$, $IMA(d,q)$ ve $ARIMA(p,d,q)$ model gruplarından birisine karar verilir. 2. farkın sonunda da durağanlık sağlanamazsa başa dönülerek ham verinin uygun Box-Cox dönüşümleri alınarak oluşturulan dizi incelenir. Durağan olmayan doğrusal modellerdeki derecelerin tespiti için yapılacak işlemler, durağan doğrusal modellerdeki gibidir.

Eğer incelenen zaman dizisinde mevsimsellik yapısı var ise o zaman geçici model tipi olarak mevsimlik model gruplarından $IAR(p,d)X(P,D)$, $IMA(d,q)X(D,Q)$ ve $ARIMA(p,d,q)X(P,D,Q)$ birisi seçilir. Veri durağan değilse mevsimlik fark yada farklar alınarak dizi durağan hale getirilir. Daha sonra mevsimlik farklar dizisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarına göre uygun model belirlenir (Anderson, 1977).

2.6.2. Parametre tahmini

Tek değişkenli zaman dizilerinde modelleme aşamasında modelin derecesinin belirlenmesinden sonra sıra parametrelerinin tahminine gelir. Parametre tahmini genel olarak üç farklı başlık halinde düşünülebilir. Bunlar, momentler yöntemi, en çok olabilirlik yöntemi ve bilinen en küçük kareler yöntemi. Bu çalışmada kullanılan tahmin yöntemi en çok olabilirlik yöntemi olduğundan yalnızca bu konuda bilgi verilecektir.

2.6.2.1. En çok olabilirlik yöntemi

Bu başlık altında genellikle koşullu en çok olabilirlik yöntemi ve tam olabilirlik fonksiyonu ile parametre tahmini söz konusudur. Burada kullanılacak olan koşullu en çok olabilirlik yöntemidir. Buna göre koşullu olabilirlik yöntemi kısaca aşağıda ifade edilmektedir (Wei, 1990).

Genel ARMA(p,q) modeli göz önüne alındığında $(\phi, \mu, \theta, \sigma^2_A)$ parametrelerinin olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir,

$$\ln L = (\phi, \mu, \theta, \sigma^2_A) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi\sigma^2_A - \frac{S(\phi, \mu, \theta)}{2\sigma^2_A} \quad (2.19)$$

Buradaki S koşullu kareler toplamı fonksiyonu olarak bilinir ve aşağıda yazıldığı gibi tanımlanabilir ;

$$S(\phi, \mu, \theta) = \sum_{t=p+1}^n A_t^2(\phi, \mu, \theta / Z) \quad (2.20)$$

Bu yazılış çoğu bilgisayar paket programlarında kullanılan yapıdır. Burada ϕ , μ ve θ 'nin parametre tahminlerini elde ettikten sonra. A_t 'nin tahmin edilen varyansı, $\hat{\sigma}_A^2$ bulunur. Buna göre,

$$\hat{\sigma}_A^2 = \frac{S(\hat{\phi}, \hat{\mu}, \hat{\theta})}{\text{serbestlik derecesi(s.d.)}} \quad (2.21)$$

olur. Burada serbestlik derecesi (s.d.) kullanılan toplam karelere göre

$$\text{s.d.} = (n-p) - (p+q+1) = n - (2p+q+1) \quad (2.22)$$

olarak yazılabilir.

2.6.3. Modelin uygunluğu

Modelleme aşamalarından geçici modelin parametre tahminleri tamamlandıktan sonra, sıra hata terimlerinden yararlanarak bu modelin veriye uygunluğunun test edilmesine gelir. Bu işlem için hatalar dizisinin otokorelasyon katsayıları bulunur ve incelenir. Eğer bu katsayılar belirli bir anlam seviyesinde sifıra yakınsa veya sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı değilse, geçici modelin uygun bir model olduğuna karar verilir.

Hatalar dizisini incelemek için Box-Pierce (veya Ljung-Box-Pierce) tarafından geliştirilen ve yaygın olarak kullanılan Q istatistiği, modelin uygunluğunun test edilmesinde kullanılmaktadır (Box ve Pierce, 1970). Bu test istatistiği ;

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{r^2_k(\hat{a})}{n-k}; \quad k=1,2,\dots,K \quad (2.23)$$

dır. Burada; $r^2_k(\hat{a})$, örnek tahmin hatalarının k gecikmedeki örnek otokorelasyon katsayılarını, n, modellenen dizinin gözlem sayısını ve K ise hesaplanan otokorelasyon sayısını gösterir.

Bu test istatistiği yaklaşık olarak $\chi^2_{(K-p-q)}$ dağılımını gösterir. Buradaki p ve q sırasıyla AR ve MA modellerinin dereceleridir. Hesaplanan Q değeri ki-kare tablo değerinden küçükse, geçici olarak bulunan modelin uygun model olduğuna karar verilir. Eğer hesaplanan test istatistiği değeri tablo değerinden büyük ise modelin uygun bir model olmadığı söylenebilir. Bu durumda başka bir model veya modeller belirlenebilir (Box ve Jenkins, 1976; Wei, 1990).

2.6.4. En iyi modelin seçimi

Zaman dizileri analizinde veya genel olarak herhangi bir istatistiksel veri analizinde veri setinin modeli olarak birden fazla yeterli model elde edilebilir. Bazen en iyiyi seçmek kolaydır. Fakat çoğunlukla en iyiyi seçmek her zaman kolay olmamaktadır. Böyle durumlar için, zaman dizileri analizi literatüründe birden çok model seçme ölçütü vardır. Bunlardan biri kestirim sonuçlarına göre en iyi modeli seçmektir. Diğerleri ise kısaca bilgi ölçütleridir. Bu alanda pek çok bilgi ölçütü olup, bu çalışmada yalnızca AIC (Akaike Information Criteria) ölçütü kullanılacaktır. Çalışmanın amacı seçim ölçütlerini karşılaştırmak olmadığından bunlardan birini kullanmak yeterli olacaktır. AIC, Akaike (1977) tarafından öne sürülmüştür,

$$AIC(M) = -2\ln(ML) + 2M \quad (2.24)$$

Burada $M=p+q$ olmak üzere modeldeki parametrelerin sayısını göstermektedir. ML ise, en çok olabilirlik fonksiyon değeri olup, AIC diğer bir ifadeyle aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_A^2 + 2M \quad (2.25)$$

Buna göre yeterli model seçiminde karar şöyle verilir; modellerin içerisinde en iyi model, AIC'si en küçük olan modeldir.

3. DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLEME

Literatürde doğrusal teoremin yetersiz kaldığı, özellikle iktisadi zaman dizilerinin doğrusal bir model tarafından yeterince ifade edilemediği durumlarda doğrusal olmayan modellemeye başvurulmuştur. Doğrusal olmayan diziler bazı aşırı dönüştürmelerden sonra doğrusal ve durağan hale getirilmeye çalışıldığı için parametre tahminleri ve kestirimler çoğu kez yanlış olmakta ve daha yüksek hata kare ortalamalara yol açabilmektedir. Çalışmanın giriş kısmında, doğrusal olmayan diğer bazı modellerden söz edilmişti fakat detaylı bilgi verilmemişti. Her biri ayrı ayrı inceleme konusu olabilecek bu modellemelerden biz yalnızca SETAR modellemesini ayrıntıyla inceleyeceğiz.

3.1. SETAR Modellemesi

Doğrusal olmayan zaman dizilerinde SETAR (self exiting throushold autoregressif-kendinden uyarımlı eşiksel otoregressif) modellemesi, ilk olarak Tong (1980, 1990) tarafından araştırılmış ve ortaya konulmuştur. Eşiksel AR modelleri olarak ifade edilen bu modellerde kümenin bir ögesinden ötekine geçiş bir eşik ile olmaktadır. Diğer bir ifade ile zaman dizisinde eşikler koyarak doğrusal olmayan modellerin parça parça doğrusallaştırılmasıdır. Söz konusu doğrusal olmayan zaman dizileri modelleri aşağıdaki denklemle ifade edilebilir,

$$X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + \dots + a_p X_{t-p} + (b_0 + b_1 X_{t-1} + \dots + b_p X_{t-p}) I(X_{t-d} - r) + a_t \quad (3.1)$$

Burada; $d \geq 1$ ve $p \geq 0$ olmak üzere birer tamsayıdır. a_t rasgele seçilmiş değişkenler dizisi ve I ise işaret fonksiyonu olup,

$$I(X) = \begin{cases} 1, & X \leq r \\ 0, & X > r \end{cases} \quad (3.2)$$

dır. Burada r eşiksel parametre olarak adlandırılır. Yukarıdaki denklemden de anlaşılacağı üzere, doğrusal olmayan bir model doğrusal alt modellerden oluşmaktadır. Bu model SETAR modeli olarak adlandırılır. Örnek verilecek olursa, denklem sayısı (I) 2 alınacak olursa, söz konusu SETAR modeli,

$$X_t = \begin{cases} \varphi_{10} + \sum_{i=1}^p \varphi_{1i} X_{t-i} + a_{1t}, & X_{t-d} \leq r \\ \varphi_{20} + \sum_{i=1}^p \varphi_{2i} X_{t-i} + a_{2t}, & X_{t-d} > r \end{cases} \quad (3.3)$$

şeklinde yazılır. Buradaki d , p , r ve a_t , (3.1)'de tanımlandığı gibidir.

SETAR tipi doğrusal olmayan zaman dizilerinde de doğrusal zaman dizilerindekine benzer bir modelleme süreci izlenir. Model seçim ölçütlerinden AIC ile seçilen model için daha önce yapılmış olan parametre tahmininin uygunluğu belirlenir ve doğrusallık testleri yapılır. Bu konudaki ayrıntılı bilgiler aşağıda verilmektedir.

3.1.1. SETAR modelinde parametre tahmini

X_t aşağıdaki denklemi karşılayan bir zaman dizisi olduğunu kabul edelim,

$$X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + \dots + a_p X_{t-p} + (b_0 + b_1 X_{t-1} + \dots + b_p X_{t-p}) F(X_{t-d} - r / Z) + a_t \quad (3.4)$$

Ayrıca burada a_t , ortalaması sıfır ve varyansı σ^2 olan bağımsız ve aynı dağılımlı rasgele değişkenler dizisidir. a_j ve b_j 'ler katsayı, r eşik parametresi ve Z 'de düzleştirme parametresidir. Bütün b_j 'ler sıfırsa r ve Z 'nin tanımsız

olacağı açıktır. Bu durumda en az bir b_j sıfırdan farklıdır. Diyelimki θ , parametrelerin oluşturduğu bir vektör olsun ve aşağıdaki gibi yazılsın.

$$\theta = (a_0, a_1, \dots, a_p, b_0, \dots, b_p, r, z)$$

Daha sonra θ 'nın doğal uzayı

$$\Omega = \cup_{i=1}^{p+1} \Omega_i$$

tanımlansın. Burada Ω_i

$$\Omega_i = R \times R \times \dots \times R \times \dots \times (R \setminus \{0\}) \times \dots \times R \times R \times R \quad (3.5)$$

dir. Ayrıca

$$R = \{x: x > 0 \text{ ve } x \in \mathbb{R}\}$$

ve R gerçekte sayıların toplamıdır. X_t , $t=1,2,\dots,n$ kümesi verildiği zaman aşağıdaki değerlerin toplamlarını minimize ederek θ_0 'ı tahmin edebiliriz,

$$Q_n(\theta) = \sum_{t=m}^{n-1} (X_{t+1} - g(\theta, B_t))^2 \quad (3.6)$$

Burada

$$m = \max(d, p),$$

$$g(\theta, B_t) = E_{\theta}(X_{t+1}/B_t) \quad (3.7)$$

ve

$B_t, X_1, X_2, \dots, X_t$ 'den üretilen σ - cebirdir.

$$\hat{\theta}, Q_n(\hat{\theta}) = \min_{\theta} Q_n(\theta)$$

olacak şekilde kabul edilsin. a_t 'nin varyansı σ^2 ,

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{Q_n(\hat{\theta})}{n} \quad (3.8)$$

ile tahmin edilir (Chan ve Tong, 1986; Tong, 1990)

3.2. Testler

Doğrusal olmayan modelleri doğrusal modellerden net bir şekilde ayırmaya yarayan bir yöntem henüz tespit edilememiştir. Bununla beraber, uygulanan genel yöntem ise önceden belirlenen doğrusal olmayan modele karşı doğrusal modeli test etmek şeklindedir. Doğrusal olmama durumu AR modelleriyle daha kolay karşılaştırılabilirdikleri için önce doğrusal AR modeli verilere uygulanır ve χ^2 testiyle modelin uygun olup olmadığı test edilir. Daha sonra modelin artıkları tespit edilerek Ljung - Box ve Mcleod testlerine tabii tutulur. Hesaplanan istatistik tablo değerinden küçük ise modelin final model olduğuna karar verilir. Doğrusal ve doğrusal olmamayı karşılaştırmak için çeşitli test istatistikleri ortaya atılmıştır. Bunlar; Keenan, Tsay, Ramsey Reset, Lagrange, McLeod ve Olabilirlik Oran testleridir. Bu testlerden Keenan (1985) ve Tsay (1986) testleri, ortalamada doğrusallıktan olan sapmaları doğrudan test ediyorlar. Ramsey (1969) tarafından öne sürülen RESET testi ise, Keenan

testini farklı bir biçimde genellemektedir (Lee, White, ve Granger, 1993). Li (1990) tarafından farklı doğrusal olmama modelleri ayırt edebilmek için Lagrange Çarpanı testi önerildi (De Gooijer ve Kumar, 1992). Bu testler çalışmamızda konu dışı olduğundan burada detaylı olarak incelenmeyecektir. Bu çalışmada kullanılacak testler daha detaylı olarak aşağıda verilmiştir.

3.2.1. Lin - Mudholkar testi

Tahmini hataların yaklaşık olarak beyaz gürültü süreci olarak kabul edildiğini varsayalım. Genellikle bir histogram yeterli miktarda bilgi ihtiva eder ve iyi bir grafiksel gösterge sağlar. Normal olasılık grafikleri de standart olarak uygulanmaktadır. Kural dışı metodlar, değişmeyen normallik için kurallı testlerle tamamlanabilir. Örneğin; asimetric alternatiflere karşı bir normallik testi uygulayabiliriz ki bu da Lin ve Mudholkar tarafından geliştirilen testtir. Buna göre;

$$Y_i = \left\{ \frac{1}{N} \left[\sum_{j=1}^N \hat{e}_j^2 - \frac{1}{N-1} \left(\sum_{j=1}^N \hat{e}_j \right)^2 \right] \right\}^{1/3} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3.9)$$

ve

$$R = \frac{\sum_{i=1}^N (\hat{e}_i - \bar{e})(y_i - \bar{y})}{\left[\sum_{i=1}^N (\hat{e}_i - \bar{e})^2 \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 \right]^{1/2}} \quad (3.10)$$

dır. Lin-Mudholkar (L-M) test istatistiği $\frac{1}{2} (N/3)^{1/2} \ln[(1+R)/(1-R)]$, sıfır ortalama ve birim varyansla, H_0 hipotezinin doğruluğu altında asimtotik olarak Gaussiandır. Bu istatistik, örnek ortalaması ve örnek varyansının

bağımsız Gaus dağılımı olduğu üzerine temellendirilmiştir (Tong, 1990).

3.2.2. McLeod – Li testi

McLeod ve Li (1983) doğrusal bir modelden kareleri alınmış artıkları kullanıyor ve seri otokorelasyon için standart Box - Ljung portmanto testi uyguluyorlar. Bu test ortalamada doğrusallıktan sapmalara duyarlıdır. McLeod ve Li tarafından ortaya konan istatistik aşağıda ifade edildiği gibidir; m, artıkların tahmin edilen otokorelasyonların sayısı olmak üzere

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m r_k(\hat{e}_t^2) / (n-k)$$

dır. Burada,

$$r_k(\hat{e}_t^2) = \frac{\sum_{t=k+1}^n (\hat{e}_t^2 - \tilde{e}^2)(\hat{e}_{t-k}^2 - \tilde{e}^2)}{\sum_{t=1}^n (\hat{e}_t^2 - \tilde{e}^2)^2} \quad (3.11)$$

artıkların karelerinin örnek otokorelasyonu ve

$$\tilde{e}^2 = \sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2 / n,$$

dir. H_0 'ın doğruluğu altında, Q istatistiği yaklaşık $\chi^2(m)$ dağılır (De Gooijer ve Kumar, 1992).

3.2.3. Olabilirlik Oran (LR) testleri

Chan ve Tong (1986) SETAR modellerini diğer doğrusal modellerden ayırt

edebilmek için bir LR (olabilirlik oran) testi düşündüler. Kolaylık olması bakımından d'nin, r ve p'nin bilinmediği bir SETAR (2;p,p) modeli düşünelim. Buna göre, $\{a_t\} \sim$ bağımsız aynı dağılımlı $N(0, \sigma^2)$ olduğu varsayalım. a_t de Y_s , $s < t$ 'den bağımsız olsun ; bu durumda LR testi,

$$LR_1 = \left(\hat{\sigma}^2(NL, r) / \hat{\sigma}^2(L) \right)^{(1/2)(n-p+1)} \quad (3.12)$$

dır. Burada $\hat{\sigma}^2(NL, r)$ ve $\hat{\sigma}^2(L)$, sırayla SETAR(2, p, p) ve AR(p)'den $\{Y_t\}$ için σ^2 'nin tahmin edicileridir.

$$H_0 : \Phi_i^{(1)} = \Phi_i^{(2)}, \quad (i=0,1,\dots,p),$$

altında $-2\ln(LR_1)$ de $\chi^2(p+1)$ olur. Elbette uygulamada r genel olarak bilinmeyebilir ve tahmin edilmesi gerekir. O zaman LR_1 ,

$$LR_2 = \left(\hat{\sigma}^2(NL, \hat{r}) / \hat{\sigma}^2(L) \right)^{(1/2)(n-p+1)} \quad (3.13)$$

olarak yazılabilir (Tong, 1990; De Gooijer ve Kumar, 1992).

3.3. Kestirim

Zaman dizilerinde modelleme yapılmasının nedeni ve en önemli kullanım alanlarından birisi, veri için gelecekle ilgili değerlerin tahmin edilmesi veya kestimi (forecasting) dir. *İleriye dönük tahmin* (kestirim), modeli incelenen zaman dizisinin $t+1$ döneminde alacağı X_{t+1} değerinin tahmini olan $\hat{X}_{t+1}$ 'yi

$t+1$ döneminden önceki belirli sayıda dönemin ($t+1-1, t+1-2, \dots, t-1 \dots$) tahmin değerlerine, gözlem değerlerine ve hata terimlerine bağlı olarak tahmin eden bir modeldir. Yani bir zaman dizisinin analizi için uygun olduğuna karar verilen model AR unsur içeriyorsa, bu dizinin $t+1$ döneminde alacağı değerin tahmini ($\hat{X}_{t+1}$), $t+1$ döneminden önceki belirli sayıda dönemin tahmin ve gözlem değerlerine ve a_t hata terimine bağlı olarak yapılır. Eğer uygun model MA unsuru içeriyorsa, $\hat{X}_{t+1}$ tahmini, $t+1$ döneminden önceki belirli sayıda dönemin tahmin hatalarına dayanarak yapılır. Uygun model AR ve MA unsurlarını birlikte içeriyorsa, bu modele dayanarak $\hat{X}_{t+1}$ 'nin tahmini, $t+1$ döneminden önceki belirli sayıda dönemin tahmin değerine, gözlem değerine ve bu değerlerle ilgili hesaplanan hata terimlerine dayanarak elde edilir (Özmen, 1986).

Herhangi bir genel ARIMA modeli için kestirim yöntemlerinden biri en küçük hata kareler ortalama yöntemidir (Minimum Mean Square Error - MMSE) (Wei, 1990 ; Kasap, 1996). Buna göre

$$E(Z_{n+1} - \hat{Z}_n(l))^2 \quad (3.14)$$

ve

$$\hat{Z}_n(l) = E(Z_{n+1} / Z_n, Z_{n-1}, \dots, Z_1) \quad (3.15)$$

olup, kestirim hatası ise;

$$e_n(l) = Z_{n+1} - \hat{Z}_n(l) = \sum_{j=0}^{l-1} \psi_j A_{n+1-j} \quad (3.16)$$

dır. Varyansı ise,

$$\text{Var}(\hat{Z}_n(l)) = \text{Var}(e_n(l)) = \sigma_A^2 \sum_{j=0}^{l-1} \psi_j^2 \quad (3.17)$$

olarak yazılabilir. Burada örnek olarak AR(1) modelinin kestirimini bulalım;

$$\text{AR}(1): Z_t = \mu + \phi(Z_{t-1} - \mu) + a_t \quad (3.18)$$

Bu modelde l için kestirim denklemi aşağıda verilmiştir;

$$\begin{aligned} \hat{Z}_n(l) &= \mu + \phi[\hat{Z}_n(l-1) - \mu] \\ &= \mu + \phi^l(Z_n - \mu) \\ &= \mu \end{aligned} \quad (3.19)$$

4. UYGULAMA

Bu bölümde, doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin karşılaştırmalı uygulamasını görmek açısından, T.C. Merkez Bankası'nın günlük Mark kuru, T.C. Ziraat Bankası'nın zirai kredi rakamları, T.C. Merkez Bankası'nın 1 ons altının Dolar cinsinden fiyatları ve DİE'nin aylık sanayi endeks değerlerinin oluşturduğu diziler kullanılmıştır. Bu veriler için doğrusal AR modelleri ve doğrusal olmayan SETAR modelleri oluşturuldu. Öncelikle veriye herhangi bir dönüşüm uygulamadan (ham veri) doğrusal ve doğrusal olmayan modelleme süreci gerçekleştirildi. Dönüşüm yapılmadan tespit edilen doğrusal AR modelleri için hesaplanan ki-kare değerleri tablo değeriyle karşılaştırılarak veri için uygun olan modeller belirlendi. Bu modeller arasından AIC model seçme ölçütüne göre model seçimi yapıldı. Aynı şekilde her bir orijinal veri için doğrusal olmayan model oluşturuldu ve McLeod-Li ve Ljung Box testlerine göre de oluşturulan modelin uygun olup olmadığına karar verildi.

Model seçimi için bilinen ölçütlerin yanında uygulamada başarılı bir şekilde kullanılan bir başka yöntem de modellerin kestirimleriyle en iyi modelin tespit edilebilmesidir. Buna göre; bundan sonraki aşamada hem doğrusal model hem de doğrusal olmayan model için son on verinin kestirimi yapıldı ve her bir modelin kestirimleri "hata kareler ortalaması" (HKO) ölçütü ile karşılaştırıldı. Hangi modelin HKO' sı küçük ise o model bizim için daha iyi modeldir diyebiliyoruz. Fakat modeller farklı kestirim adımları için farklı performanslar verebilir. Bu açıdan bir model için en iyi modeldir demek her zaman kolay olmamaktadır.

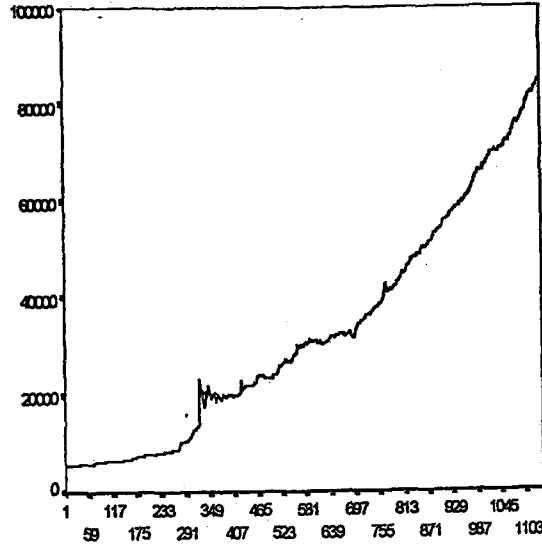
Şimdi analizi yapılacak veriler için analiz sonuçlarına geçmeden önce kullanılan veriler hakkında aşağıda genel bilgiler verelim.

4.1. Veriler

Bu çalışmada mümkün olduğunca farklı eğilimler gösteren dört ekonomik veri analizler için belirlenerek inceleme konusu olmuştur. Bunlar, T.C. Merkez Bankası'nın günlük Mark kuru, T.C. Ziraat Bankası'nın zirai kredi rakamları, T.C. Merkez Bankası'nın 1 ons altının Dolar cinsinden fiyatları ve DİE'nin aylık sanayi endeks değerlerinin oluşturduğu diziler kullanılmıştır.

4.1.1. Günlük Mark kuru

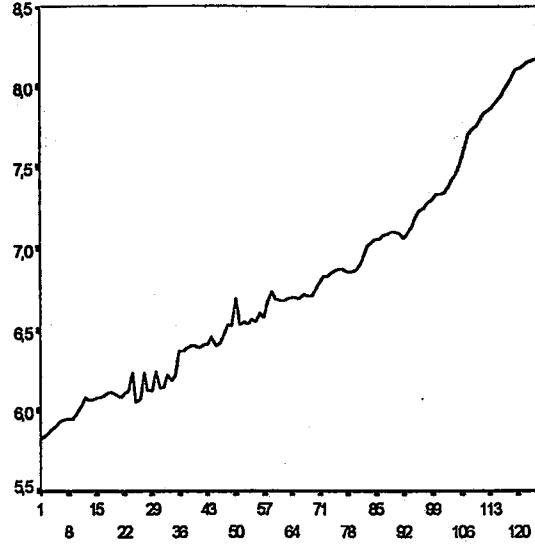
T.C. Merkez Bankası'nın günlük Mark alış kurudur. 4.1.1993 – 30.6.1997 tarihleri arasında 1142 gözlemden oluşan dizi incelenmeye alınmıştır. Şekil 4.1.'de verilen grafiğe göre verilerin zaman içinde üstel olarak arttığı söylenebilir. Bu aynı zamanda dizinin ortalamada durağan olmayan bir görüntü verdiği anlamına gelir. Bazı noktalarda genel yapıyı bozan gözlem değerlerinin varlığı göze çarpmaktadır. Bu ise ileride de görüleceği gibi dönüştürmeden sonra dahi doğrusallığı bozmaya meyilli bir görünüm almaktadır.



Şekil 4.1. Günlük Mark kuru değerlerine ait grafik

4.1.2. Zirai kredi rakamları

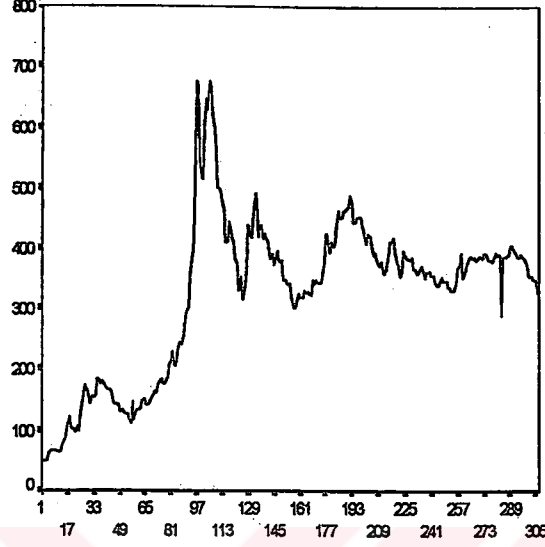
T.C.Ziraat Bankası'nın kullandığı aylık zirai kredi rakamlarıdır. Ocak 1987 – Haziran 1997 tarihleri arasında olmak üzere 126 gözlemden oluşan veri analiz edilecektir. Burada verinin yapısı itibariyle ham veri ile logaritmik veri arasında belirgin bir fark olmadığından logaritmik veri orijinal veri olarak düşünülmüş ve analiz edilmiştir. Şekil 4.2. dikkatle incelendiğinde veri yapısının Şekil 4.1.'dekine benzemekle birlikte bazı farklılıkların var olduğu söylenebilir. Mark kuru dizisine göre ortalamada durağan olmamakla beraber, varyansta durağanlık kendini göstermektedir. Fakat bu konudaki fikirler verinin birinci dereceden farkı alındıktan sonra daha çok belirginleşecektir.



Şekil 4.2. Aylık zirai kredi rakamlarına ait grafik

4.1.3. Altın

Bu veri T.C. Merkez Bankası'nın 1 ons altının Dolar cinsinden fiyatlarıdır. Ocak 1972 – Haziran 1997 tarihleri arasında olmak üzere toplam 306 gözlemden meydana gelen veri uygulamamızda yer almıştır. Şekil 4.3.'de sunulan grafik incelendiğinde, kabaca ortalamada ve varyansta durağan olmayan ve doğrusallık yapısını taşımayan bir dizi ile karşı karşıya olduğumuzu söyleyebiliriz. Bu veri çalışmamızda diğer verilere göre belirgin bir farklılık arz etmektedir.



Şekil 4.3. Aylık altın fiyatlarına ait grafik

4.1.4. Aylık sanayi endeksi

DİE'nin aylık istatistik bülteninden alınmıştır. 1992 = 100 olmak üzere Ocak 1988 – Haziran 1997 tarihleri arasında olmak üzere 114 gözlemde oluşan veri inceleme konusu olmuştur. Şekil 4.4'e bakıldığında ilk göze çarpan özellik diğer dizilerden farklı olduğudur. Aylık sanayi üretim indeksi, madencilik sanayi, imalat sanayi ve enerji sektörü alt ayrıntısında dörtlü iktisadi faaliyet kolları itibarıyla hesaplanmaktadır.

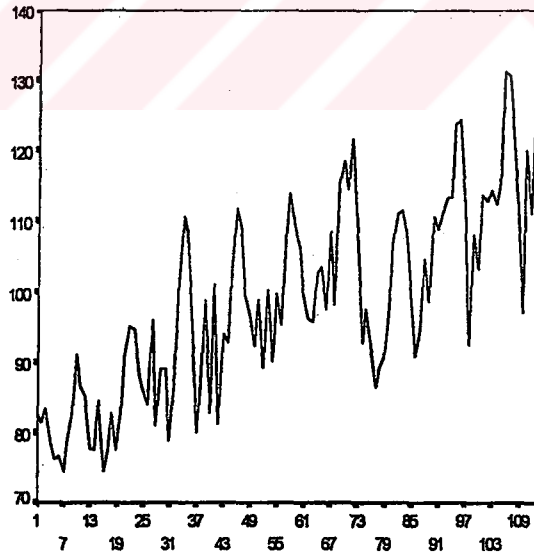
Yöntem : a) Temel Yıl : 1986 yılı temel alınmıştır. B) Temel Yıl Fiyatları (P_0) : Aylık sanayi üretim indeksindeki 112 maddenin temel yıl fiyatı, 1986 yılı ortalama birim fiyatlarından alınmıştır. C) Temel Yıl Miktarı (Q_0) : Temel yıl üretim miktarlarının aylık ortalamasından elde edilmiştir. D) Ağırlıklar : Her dörtlü iktisadi faaliyet grubunun indeksi hesaplanırken, indekse seçilen

maddelerin indeksi bu maddelerin temel yıl üretim değerleri ile ağırlıklandırılmıştır. Bir üst grubun indeksi hesaplanırken, alt grup indeks sayıları temel yıl katma değerlerinden elde edilen oranlar ile ağırlıklandırılmıştır. E) İndekste Kullanılan Formül : Aylık sanayi üretim indeksinin hesaplanmasında da baz yılı ağırlıklı Laspeyres miktar indeks formülü kullanılmıştır.

$$I = \frac{\sum \left(\frac{P_0}{Q_n} \right) \times (P_0 \times Q_0)}{\sum (P_0 \times Q_0)} \quad (4.1)$$

Burada;

I : 4 lü iktisadi faaliyet grup indeksleri, P_0 : Temel Yıl Fiyatları, Q_0 : Temel Yıl Miktarları, $P_0 \times Q_0$: Temel Yıl Üretim Değerleri ve Q_n : Cari Ay Üretim Miktarıdır.



Şekil 4.4. Aylık sanayi endeks rakamlarına ait grafik

4.2. Analiz

Bu bölümde, çalışmamızın uygulama konusu olan verilerin sırasıyla analiz sonuçları verilecektir. Söz konusu analizler, öncelikle STAR3 ve STATGRAPHICS istatistiksel bilgisayar paket programları kullanılarak yapılmıştır. SPSS ve diğer bazı paket programlarından da zaman zaman yararlanılmıştır. Analizler bütün veriler için önce ham veri bakımından, doğrusal (AR) ve doğrusal olmayan (SETAR) modellemesi yapılmıştır. Daha sonra veriler için, önce logaritma daha sonra birinci dereceden fark alınarak analizler yapılmıştır. Zaman dizileri için elde edilen analiz sonuçları aşağıda verilmiştir.

4.2.1. Günlük Mark kuru için modelleme

a) Orijinal Dizi

Günlük Mark kuru değerlerinin oluşturduğu dizi için öncelikle ham verinin doğrusal modellemesi yapılmıştır.

Doğrusal Model :

$$Y_t = -11,252 + 1,0021Y_{t-1} + a_t \quad (4.2)$$

$$\chi^2_H = 176,472$$

$$0,95\chi^2_{20} = 31,400$$

Hesaplanan ki-kare değeri tablo değerinden büyük olduğu için artıkların otokorelasyonları sıfır değildir.

Doğrusal Olmayan Model :

İki doğrusal denklemden oluşan doğrusal olmayan SETAR modeli ile elde edilen analiz sonuçları şöyledir; birinci doğrusal denklem için 260 tane gözlem kullanarak standart sapma 19,493 ve parametre tahminleri de -4,810 ile 1,003 olarak elde edilmiştir. Bu parametre tahminlerinin standart hataları da sırasıyla 8,746 ve 0,001 dir. İkinci doğrusal denklem için 239 gözlem kullanılarak, standart sapma 594,246, parametre değerleri de 327,358 ile 0,986 olarak tahmin edilmiştir. Parametre tahminlerinin standart hataları ise sırasıyla 150,908 ve 0,008 dir. Ayrıca 499 gözlem kullanılarak, birinci gecikmeye göre varyans 169331,800 ve eşik değer de 8426,710 dur. Bu duruma göre model ve diğer sonuçlar şöyledir:

$$Y_t = \begin{cases} -4,810 + 1,003Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} \leq 8426,710 \\ 327,358 + 0,986Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} > 8426,710 \end{cases} \quad (4.3)$$

$$AIC = 9,234$$

$$LR \text{ Testi} = 63,610$$

$$Lin-Mudholkar \text{ Testi} = -12,250 \quad Z_{0,05} = 1,640$$

%1'e göre kritik değer = 15,160 ve %5'e göre kritik değer = 11,180 dir. LR testiyle elde edilen değer bu tablo değerlerinden büyük olduğu için doğrusallık red edilmiştir. Ayrıca, Lin-Mudholkar testiyle elde edilen değer, %0,05 kritik değere göre red bölgesine düştüğü için normallik de red edilmiştir. Orijinal veri için elde edilen bu analiz sonuçların yanında, artıklar için bulunan değerler Çizelge 4.1.'de verilmiştir.

Çizelge 4.1.Dönüşüm yapılmadan önce günlük Mark kuru dizisine ait modelin uygunluk testi

Test İstatistiği	İstatistiğin Değeri	Tablo Değeri (%5)
Ljung – Box Testi	40,729	31,400
McLeod – Li Testi	119,469	31,400
LR Testi	2,600	11,180

Artıkların olabilirlik oran testine göre doğrusal olduğunu ancak Ljung-Box ve McLeod- Li testlerine göre rasgele dağılmadığını görüyoruz. Buna rağmen şimdi dönüşüm yapılmadan önce doğrusal modellemedeki kestirimlerin HKO'ları ile doğrusal olmayan modellemedeki kestirimlerin HKO'larının karşılaştırmasını yapalım;

Çizelge 4.2.Dönüşüm yapılmadan önce günlük Mark kuru dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri

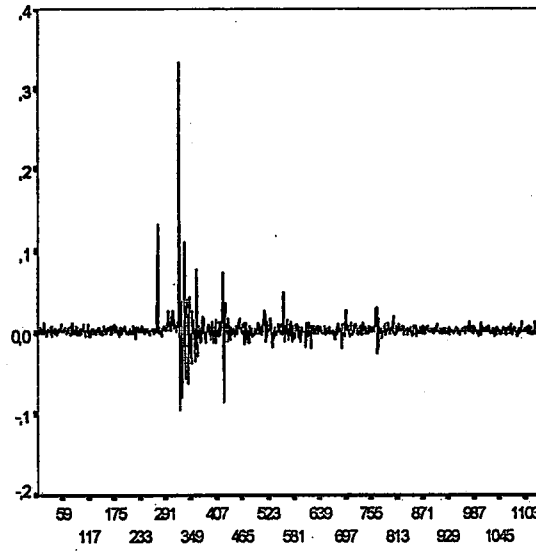
	1	3	7	10
AR	4191,060	2891,755	3615,584	5385,101
SETAR	15179,492	8404,422	6276,106	6781,308

Doğrusal modelin HKO'ları küçük çıktığı için doğrusal modelleme tercih edilebilir.

b) Dönüştürülmüş Dizi

Günlük Mark kurunun logaritması ve birinci farkı alındığında, Şekil 4.5.'de

görüldüğü gibi orijinal veriden daha farklı bir konuma gelmiştir.



Şekil 4.5. Dönüştürülmüş günlük Mark kuruna ait grafik

Doğrusal Model :

$$Y_t = 0,002 + 0,220Y_{t-1} + a_t \quad (4.4)$$

$$\chi^2_H = 216,990$$

$$0,95\chi^2_{20} = 31,400$$

Hesaplanan değer, tablo değerinden büyük çıktığı için artıkların otokorelasyonları sıfır değildir.

Doğrusal Olmayan Model :

Birinci doğrusal denklem için 371 tane gözlem kullanılarak; standart sapma 0,013, parametre değerleri de 0,002 ile 0,127 olarak tahmin elde edilmiştir. Parametre tahminlerinin standart hataları ise 0,001 ve 0,059 dur. İkinci doğrusal denklem için 127 gözlem kullanılmış, standart sapma 0,038 ve parametre değerleri de 0,003 ile 0,247 olarak tahmin edilmiştir. Parametre tahminlerinin standart hataları ise 0,004 ile 0,091 olarak bulunmuştur. Ayrıca 498 gözlem kullanılarak birinci gecikme için, varyans 0,001 ve eşik değer de

0,005 olarak elde edilmiştir. Bu duruma göre modelimiz;

$$Y_t = \begin{cases} 0,002 + 0,127Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} \leq 0,005 \\ 0,003 + 0,247Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} > 0,005 \end{cases} \quad (4.5)$$

$$AIC = -8,122$$

$$LR \text{ testi} = 1,820$$

$$\text{Lin-Mudholkar Testi} = -12,240 \quad Z_{0,05} = 1,640$$

%1'e göre kritik değer = 15,160 ve %5'e göre kritik değer = 11,180 dır. LR testiyle elde edilen değer tablo değerinden küçük olduğu için doğrusallık red edilemez. Dönüşüm yapılmış verilerin bu şekilde elde edilen analiz sonuçlarının yanında (4.5) ile elde edilen modelin artıklarına ilişkin sonuçlar Çizelge 4.3' de görülmektedir.

Çizelge 4.3.Dönüşüm yapıldıktan sonra günlük Mark kuru dizisine ait modelin uygunluk testi

Test İstatistiği	İstatistiğin Değeri	Tablo Değeri (%5)
Ljung – Box Testi	69,250	31,400
McLeod – Li Testi	40,130	31,400
LR Testi	1,290	11,180

LR testine göre artıklar doğrusaldır ancak Ljung-Box ve McLeod-Li testlerine göre modelin yeterliliği kritiktir. Şimdi doğrusal modellemedeki kestirimlerin HKO'ları ile doğrusal olmayan modellemedeki kestirimlerin HKO'larının karşılaştırmasını yapalım;

Çizelge 4.4.Dönüşüm yapıldıktan sonra günlük Mark kuru dizisine ait
doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim
adımları için HKO değerleri

	1	3	7	10
AR	0,000005	0,000004	0,000007	0,000010
SETAR	0,000019	0,000010	0,000011	0,000012

Doğrusal modelin HKO'ları az da olsa küçük çıktığı için doğrusal model daha iyidir denilebilir.

4.2.2. Zirai kredi rakamları için modelleme

a) Orijinal Dizi

Zirai kredi değerlerinin oluşturduğu dizi için öncelikle ham verinin doğrusal modellemesi yapılmıştır.

Doğrusal Model :

$$Y_t = -0,209 + 1,016Y_{t-1} + a_t \quad (4.6)$$

$$\chi^2_H = 74,234$$

$$0,95\chi^2_{20} = 31,400$$

Hesaplanan değer tablo değerinden büyük çıktığı için artıkların otokorelasyonları sıfır değildir.

Doğrusal Olmama Durumu :

Birinci doğrusal denklem için 70 gözlem kullanılarak standart sapma 0,056, parametre değerleri de 0,163 ile 0,976 olarak tahmin edilmiştir. Parametre tahminlerinin standart hataları ise 0,152 ve 0,024 dür. İkinci doğrusal denklem için 55 tane gözlem kullanılarak, standart sapma 0,232, parametrelerin

tahminleri $-0,040$ ile $1,009$ ve standart hataları ise $0,052$ ve $0,007$ olarak bulunmuştur. Ayrıca, 125 gözlem kullanılarak varyans $0,002$ ve eşikdeğerde $6,748$ olarak elde edilmiştir. Bu duruma göre modelimiz ve veriye ait diğer analiz sonuçları şöyle olur:

$$Y_t = \begin{cases} 0,163 + 0,976Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} \leq 6,748 \\ -0,040 + 1,009Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} > 6,748 \end{cases} \quad (4.7)$$

$$AIC = -6,464$$

$$LR = 10,010$$

$$\text{Lin-Mudholkar Testi} = -3,476 \quad Z_{0,05} = 1,640$$

%1'e göre kritik değer = $15,160$ ve %5'e göre kritik değer = $11,180$ dir. LR testiyle elde edilen değer tablo değerinden küçük olduğu için doğrusallık red edilemez. Ayrıca, Lin-Mudholkar testiyle elde edilen değer, %0,05 kritik değere göre red bölgesine düştüğü için normallik red edilmiştir. Artıklara ilişkin test sonuçları ise Çizelge 4.5'dedir.

Çizelge 4.5.Dönüşüm yapılmadan önce zirai kredi dizisine
ait modelin uygunluk testi

Test İstatistiği	İstatistiğin Değeri	Tablo Değeri (%5)
Ljung - Box Testi	60,755	31,400
McLeod - Li Testi	24,779	31,400
LR Testi	8,970	11,180

LR testine göre artıklar doğrusaldır. McLeod-Li testine göre modelimiz uygundur ancak Ljung-Box testine göre uygun değildir. Şimdi doğrusal modellemedeki HKO'lar ile doğrusal olmayan modellemedeki HKO'ların karşılaştırmasını yapalım;

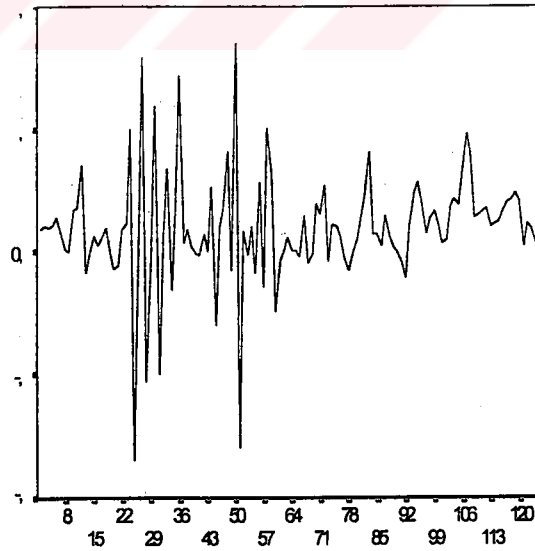
Çizelge 4.6.Dönüşüm yapılmadan önce zirai kredi dizisine ait
doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim
adımları için HKO değerleri

	1	3	7	10
AR	-0,012	0,00030	0,00022	0,00025
SETAR	-0,010	0,00018	0,00023	0,00034

Doğrusal modelin HKO'ları bazı adımlarda daha küçük çıkmıştır. Bazı adımlarda ise doğrusal olmayan model daha iyi sonuç vermiştir.

b) Dönüştürülmüş Dizi

Şekil 4.6.'da Zirai kredi rakamlarının birinci farkı alındıktan sonraki durumu görülmektedir.



Şekil 4.6. Dönüştürülmüş aylık zirai kredi rakamlarına ait grafik

Doğrusal Model :

$$Y_t = 0,054 - 0,243Y_{t-1} + a_t \quad (4.8)$$

$$\chi^2_H = 51,897$$

$$0,95\chi^2_{20} = 31,400$$

Hesaplanan değer kritik değerden büyük olduğu için artıkların otokorelasyonları sıfır değildir.

Doğrusal Olmayan Model :

Birinci doğrusal denklemde 91 gözlem kullanılmıştır. Standart sapma 0,075, parametre tahmini 0,052 ve parametrenin standart hatası ise 0,008 olarak elde edilmiştir. İkinci doğrusal denklem için 32 tane gözlem kullanılmış, standart sapma 0,125, parametre değerleri de 0,210 ve -1,201 olarak tahmin edilmiştir. Parametre tahminlerinin standart hataları ise 0,048 ile 0,267 dir. Ayrıca eşikdeğer 0,081 olmak üzere modelimiz ;

$$Y_t = \begin{cases} 0,052Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} \leq 0,081 \\ 0,210 - 1,201Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} > 0,081 \end{cases} \quad (4.9)$$

$$AIC = -4,843$$

$$LR \text{ Testi} = 34,030$$

$$Lin-Mudholkar \text{ Testi} = 1,200 \quad Z_{0,05} = 1,640$$

%1'e göre kritik değer = 15,160 ve %5'e göre kritik değer = 11,180 dir. LR testiyle elde edilen değer tablo değerinden büyük olduğu için doğrusallık red edilmiştir. Ancak, Lin-Mudholkar testiyle elde edilen değer, %0,05 kritik değere göre kabul bölgesine düştüğü için normallik red edilemez. Artıklar için sonuçlar Çizelge 4.7'de verilmiştir.

Çizelge 4.7.Dönüşüm yapıldıktan sonra zirai kredi dizisine
ait modelin uygunluk testi

Test İstatistiği	İstatistiğin Değeri	Tablo Değeri (%5)
Ljung - Box Testi	38,415	31,400
McLeod - Li Testi	17,570	31,400
LR Testi	6,230	11,180

LR testine göre artıklar doğrusaldır. McLeod-Li testine göre modelimiz yeterlidir. Bundan sonraki aşamada doğrusal ve doğrusal olmayan modellere ait kestirimlerin HKO'larının karşılaştırmasını yapalım,

Çizelge 4.8.Dönüşüm yapıldıktan sonra zirai kredi dizisine ait
doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim
adımları için HKO değerleri

	1	3	7	10
AR	-0,083	0,009	0,008	0,006
SETAR	-0,028	0,008	0,001	0,001

Doğrusal olmayan modelin HKO'ları birinci adım hariç daha küçük çıktığı için doğrusal olmayan model daha uygundur denilebilir.

4.2.3. Altın verisi için modelleme

a) Orijinal Dizi

Altın dizisi için öncelikle ham verinin doğrusal modellemesi yapılmıştır.

Doğrusal Model :

$$Y_t = 0,072 + 0,998Y_{t-1} + e_t \quad (4.10)$$

$$\chi^2_H = 43,988$$

$$0,95\chi^2_{20} = 31,400$$

Hesaplanan değer tablo değerinden büyük çıktığı için artıkların otokorelasyonları sıfır değildir.

Doğrusal Olmayan Model :

Birinci doğrusal denklem için 277 tane gözlem kullanılmıştır. Standart sapma 16,293 ve parametre değerleri de 5,441 ile 0,987 olarak tahmin edilmiştir. Parametre tahminlerinin standart hataları ise 2,696 ve 0,008 dir. İkinci doğrusal denklem için 28 gözlem kullanılarak standart sapma 54,887, parametre değerleri ise 103,035 ile 0,799 olarak tahmin edilmiştir. Parametre tahminlerinin standart hataları ise 73,339 ile 0,135 dir. Ayrıca, 305 gözlem kullanılarak varyans 517,645 ve eşikdeğerde 454,214 olarak elde edilmiştir. Elde edilen model ve orijinal veriye ait diğer sonuçlar şöyledir:

$$Y_t = \begin{cases} 5,441 + 0,987Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} \leq 454,214 \\ 103,035 + 0,799Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} > 454,214 \end{cases} \quad (4.11)$$

$$AIC = 5,837$$

$$LR \text{ Testi} = 9,560$$

$$Lin-Mudholkar \text{ Testi} = 1,950$$

%1'e göre kritik değer = 15,160 ve %5'e göre kritik değer = 11,180 dir. LR testiyle elde edilen değer tablo değerinden küçük olduğu için doğrusallık red edilemez. Ayrıca, Lin-Mudholkar testiyle elde edilen değer, %0,05 kritik değere göre red bölgesine düştüğü için normallik red edilir.

Çizelge 4.9.Dönüşüm yapılmadan önce altın dizisine ait
modelin uygunluk testi

Test İstatistiği	İstatistiğin Değeri	Tablo Değeri (%5)
Ljung - Box Testi	20,862	31,400
McLeod - Li Testi	55,968	31,400
LR Testi	45,750	11,180

LR testinin sonucuna göre artıklar doğrusal değildir. McLeod-Li testine göre modelimiz yetersiz ancak Ljung-Box testine göre yeterlidir. Bundan sonraki aşamada, dönüşüm yapılmadan önce doğrusal modellemedeki kestirimlerin HKO'ları ile doğrusal olmayan modellemedeki kestirimlerin HKO'larının karşılaştırmasını yapalım.

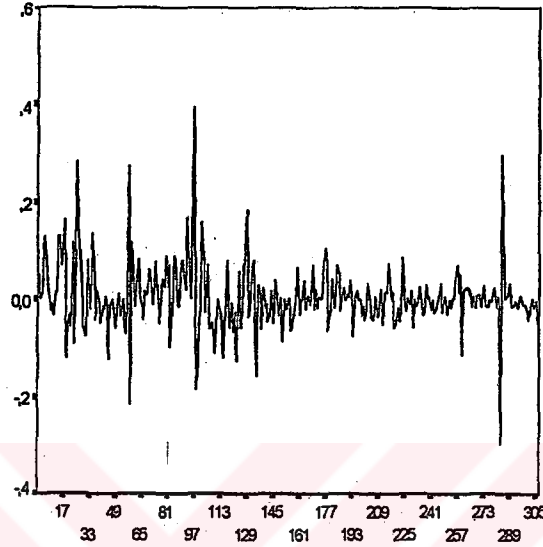
Çizelge 4.10.Dönüşüm yapılmadan önce altın dizisine ait doğrusal ve
doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için
HKO değerleri

	1	3	7	10
AR	14,780	12,332	45,843	37,318
SETAR	20,493	17,967	54,910	46,654

Doğrusal modelin HKO'ları küçük çıktığı için doğrusal model tercih edilebilir denir.

b) Dönüştürülmüş Dizi

Altın dizisinin logaritması ve birinci farkı alındıktan sonraki durumu Şekil 4.7.'de gösterilmiştir.



Şekil 4.7. Dönüştürülmüş aylık altın fiyatlarına ait grafik

Doğrusal Model :

$$Y_t = 0,006 + 0,047Y_{t-1} + a_t \quad (4.12)$$

$$\chi^2_H = 24,726$$

$$0,95\chi^2_{20} = 31,400$$

Hesaplanan değer tablo değerinden küçük çıktığı için model uygundur.

Doğrusal Olmayan Model :

Birinci doğrusal denklem için parametre tahminleri; -0,024 ile -0,577 ve parametre tahminlerinin standart hataları ise 0,050 ve 0,264 olarak elde edilmiştir. İkinci doğrusal denklem için parametre tahminleri 0,011 ile -0,496 ve parametre tahminlerinin standart hataları ise 0,004 ile 0,059 dur. Ayrıca

eşikdeğerde $-0,085$ olarak elde edilmiştir. Elde edilen model ve diğer analizler aşağıda verilmiştir:

$$Y_t = \begin{cases} -0,024 - 0,577Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} \leq -0,085 \\ 0,011 - 0,496Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} > -0,085 \end{cases} \quad (4.13)$$

$$AIC = -5,144$$

$$LR \text{ Testi} = 3,900$$

$$\text{Lin-Mudholkar Testi} = -1,110$$

%1'e göre kritik değer = 15,160 ve %5'e göre kritik değer = 11,180 dir. LR testiyle elde edilen değer tablo değerinden küçük olduğu için doğrusallık red edilemez. Ayrıca, Lin-Mudholkar testiyle elde edilen değer, %0,05 kritik değere göre kabul bölgesine düştüğü için normallik red edilemez. Çizelge 4.11'den hareketle,

Çizelge 4.11.Dönüşüm yapıldıktan sonra altın dizisine ait modelin uygunluk testi

Test İstatistiği	İstatistiğin Değeri	Tablo Değeri (%5)
Ljung - Box Testi	66,270	31,400
McLeod - Li Testi	56,510	31,400
LR Testi	18,490	11,180

LR testinin sonucuna göre artıklar doğrusal değildir. Ljung-Box ve McLeod-Li testlerine göre de modelimizin yeterliliği kritiktir. Fakat buna rağmen doğrusal modellemedeki HKO ile doğrusal olmayan modellemedeki HKO'ların karşılaştırmasını yapalım. Çünkü amacımız daha çok bulunan modellerin kestirimlerini AR ve SETAR bakımından karşılaştırmaktır.

Çizelge 4.12.Dönüşüm yapıldıktan sonra altın dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri

	1	3	7	10
AR	0,004	0,003	0,005	0,004
SETAR	0,002	0,002	0,003	0,003

Çizelge 4.12'ye göre doğrusal olmayan modelin HKO'ları küçük çıktığı için doğrusal olmayan model daha iyidir denilebilir.

4.2.4. Aylık sanayi endeksi için modelleme

a) Orijinal Dizi

Aylık sanayi endeks değerlerinin oluşturduğu dizi için öncelikle ham verinin doğrusal modellemesi yapılmıştır.

Doğrusal model :

$$Y_t = 18,709 + 0,808Y_{t-1} + a_t \quad (4.14)$$

$$\chi^2_H = 52,914$$

$$0,95\chi^2_{20} = 31,400$$

Hesaplanan değer tablo değerinden büyük çıktığı için artıkların otokorelasyonları sıfır değildir.

Doğrusal Olmayan Model :

Birinci doğrusal denklem için 60 tane gözlem kullanılmıştır. Standart sapma 7,986, parametre değerleri de 0,048 ve 1,039 olarak tahmin edilmiştir. Parametre tahminlerinin standart hataları ise 12,813 ile 0,146 dır. İkinci

doğrusal denklem için 53 tane gözlem kullanılmış, standart sapma 8,097 olarak bulunmuştur. Parametre tahminleri $-7,329$ ile $1,037$ ve parametre tahminlerinin standart hataları ise $15,453$ ile $0,139$ 'dur. Ayrıca 113 gözlem kullanılarak birinci gecikme için eşikdeğer $98,631$ olarak elde edilmiştir. Bu duruma göre modelimiz;

$$Y_t = \begin{cases} 0,048 + 1,039Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} \leq 98,631 \\ -7,329 + 1,037Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} > 98,631 \end{cases} \quad (4.15)$$

$$AIC = 4,260$$

$$LR \text{ Testi} = 7,570$$

$$\text{Lin-Mudholkar testi} = -1,170$$

$$Z_{0,05} = 1,640$$

%1'e göre tablo değeri = 15,160 ve %5'e göre tablo değeri = 11,180'dir. LR testine göre, hesaplanan değer tablo değerinden küçük olduğu için doğrusallık red edilememiştir. Ayrıca, Lin-Mudholkar testine göre elde edilen değer de tablo değerinden küçük olduğu için normallik red edilemez. Orijinal verinin bu değerlerine karşılık, artıkların sonuçları Çizelge 4.13'de verilmiştir.

Çizelge 4.13. Dönüşüm yapılmadan önce aylık sanayi endeksi dizisine ait doğrusal olmayan modelin uygunluk testi

Test İstatistiği	İstatistiğin Değeri	Tablo Değeri (%5)
Ljung - Box Testi	48,366	31,400
McLeod - Li Testi	28,476	31,400
LR Testi	3,740	11,180

LR testinin sonucuna göre artıklar doğrusaldır. McLeod-Li testine göre modelimiz yeterli ancak Ljung-Box testine göre yetersizdir. Bundan sonraki

aşamada doğrusal modelleme ile doğrusal olmayan modellere ait kestirimlerin HKO'larını karşılaştıralım,

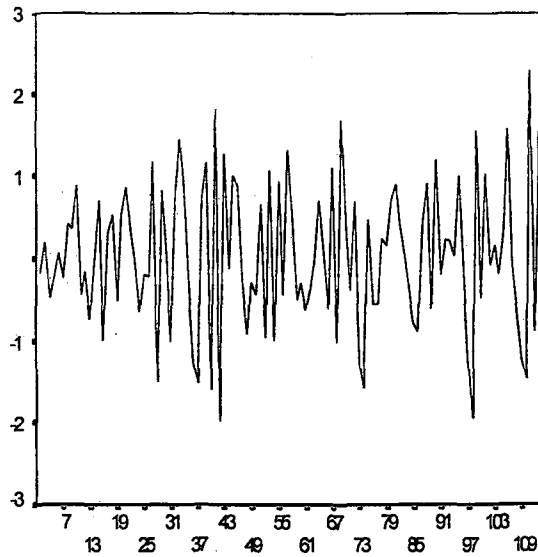
Çizelge 4.14. Dönüşüm yapılmadan önce aylık sanayi endeksi dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri

	1	3	7	10
AR	-3,110	85,608	169,256	150,800
SETAR	-6,230	130,867	141,191	137,015

Yukarıdaki tablonun sonucuna göre doğrusal olmayan model daha uygundur diyoruz. Fakat üçüncü adımdaki kestirimin HKO değeri AR için daha küçüktür. Bunun anlamı bu noktada AR modeli daha iyidir denilebilir.

b) Dönüştürülmüş dizi

Aylık sanayi endeksinin birinci farkı Şekil 4.8.'de görüldüğü gibidir.



Şekil 4.8. Dönüştürülmüş aylık sanayi endeks rakamlarına ait grafik

Doğrusal Model :

$$Y_t = 0,463 - 0,265Y_{t-1} + a_t \quad (4.16)$$

$$\chi^2_H = 74,348$$

$$0,95\chi^2_{20} = 31,400$$

Hesaplanan değer tablo değerinden büyük çıktığı için artıkların otokorelasyonları sıfır değildir.

Doğrusal Olmayan Model :

Birinci doğrusal denklem için 19 gözlem kullanılarak standart sapma 12,309 ve parametre tahmini de 4,700, parametre tahmininin standart hatası ise 2,824 ve normallik kriteri 4,286 olarak bulunmuştur. İkinci doğrusal denklem için 93 gözlem kullanılmış, standart sapma 7,414, parametre tahminleri 0,066 ile -0,185 ve standart hataları da 0,843 ve 0,112 olarak elde edilmiştir. Bu duruma göre modelimiz ;

$$Y_t = \begin{cases} 4,700Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} \leq -7,727 \\ 0,066 - 0,185Y_{t-1} + a_t, & Y_{t-1} > -7,727 \end{cases} \quad (4.17)$$

$$AIC = 4,290$$

$$LR \text{ Testi} = 4,170$$

$$Lin-Mudholkar \text{ Testi} = -0,030$$

$$Z_{0,05} = 1,640$$

Çizelge 4.15. Dönüşüm yapıldıktan sonra aylık sanayi endeksi dizisine ait doğrusal olmayan modelin uygunluk testi

Test İstatistiği	İstatistiğin Değeri	Tablo Değeri (%5)
Ljung – Box Testi	81,435	31,400
McLeod - Li Testi	38,213	31,400
LR Testi	3,510	11,180

Çizelge 4.15'den hareketle, LR testinin sonucuna göre artıklar doğrusaldır ancak Mc-Leod testine göre modelimiz kritik bir noktadadır. Buna rağmen doğrusal modellemedeki HKO ile doğrusal olmayan modellemedeki HKO'ların karşılaştırmasını yapalım ;

Çizelge 4.16.Dönüşüm yapıldıktan sonra aylık sanayi endeksi dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin farklı kestirim adımları için HKO değerleri

	1	3	7	10
AR	-2,670	98,574	172,898	139,42
SETAR	-2,660	91,619	172,250	134,280

Sonuçlar genel olarak benzer olmakla beraber, doğrusal olmayan modele ait HKO değerleri daha küçük çıktığı için doğrusal olmayan modelin daha iyi olduğu düşünülebilir.

5. SONUÇ

Bu araştırmada T.C. Merkez Bankası'nın günlük Mark kuru, T.C. Ziraat Bankası'nın zirai kredi rakamları, T.C. Merkez Bankası'nın 1 ons altının Dolar cinsinden fiyatları ve DİE'nin aylık sanayi endeks değerlerinin oluşturduğu diziler kullanılarak, otoregressif (AR) modelin kestirimleriyle, kendinden uyarımlı eşik otoregressif (SETAR) modelin kestirimleri karşılaştırılarak daha üstün tahmin kapasitesi olan modeller geliştirilmiştir. Kestirim açısından değişik modeller arasında önemli bir fark olmadığı için, uygulama ve yorumlamada kolaylık olması bakımından tek eşik ve tek gecikmeli otoregressif parametrelili modeller seçilmiştir. Buna göre, önce ham veri bakımından doğrusal (AR(p)) ve doğrusal olmayan (SETAR) modellemeleri yapılmıştır. Daha sonra da her bir veri için uygun dönüşüm yapılarak AR ve SETAR modelleri elde edilmiştir.

Günlük Mark kuru dizisine, durağan ve doğrusal tahmin yöntemi uygulandığında ARIMA(1,1,0) modeli elde edilmiştir. Aynı zaman da SETAR yöntemiyle de model tahmini yapılmıştır. Uygulanmış olan bu yöntemlerden hangisinin daha üstün tahmin kapasitesi olduğunu bulmak için yararlanılan ölçütümüz kestirimlerin hata kareler ortalamasıdır. Bu açıdan doğrusal AR ve SETAR yöntemlerinin sonuçları Çizelge 4.4'de incelenirse; AR modelinin, SETAR modeline göre daha küçük hata kareler ortalamasına sahip olduğu görülmektedir. Bunun anlamı; günlük Mark kurunun incelenmesi açısından AR(1) modelinin kullanılmasının önerilebileceğidir. Fakat bu durum genellenemez. Çünkü bazı kestirim adımlarında SETAR modeli önerilmektedir.

Günlük Mark kurunun kestirimi için kullanılan yöntemler zirai kredi rakamları için de kullanılmıştır. İlgili yöntemlere ait hata kareler ortalamaları Çizelge

4.8’de görülmektedir. Bu sonuçlara göre, SETAR modeli AR modeline göre tercih edilir. Diğer bir ifade ile; zirai kredi rakamlarının ileriye dönük kestirimi SETAR modeli ile yapılırsa, gerçeğe daha yakın değerler elde etmek mümkün olabilir.

Altın verisinin ileriye dönük kestirimi için de, günlük Mark kuru ve zirai kredi rakamlarına uygulanan yöntemlerden yararlanılmıştır. Bu yöntemlerle bulunan sonuçlar Çizelge 4.12’deki hata kareler ortalaması açısından karşılaştırıldığında doğrusal olmayan modelin minumum hata kareler ortalamasına sahip olduğu görülmüştür. Bu nedenle SETAR modeli AR modeline göre önerilebilir.

Aylık sanayi endeksi dizisine ait doğrusal ve doğrusal olmayan yöntemlerin hata kareler ortalaması ise Çizelge 4.16’da gösterilmiştir. Bu sonuçlara göre doğrusal olmayan model doğrusal modele göre tercih edilir.

Bu çalışmadan, yapılan analizler ve elde edilen modellerin performansı gözönüne alınarak şu sonuca varılabilir; burada söz konusu olan ve benzer özelliğe sahip diğer verileri, doğrusal olmayan modellerle incelemek, doğrusal AR modellerine nazaran tercih edilebileceği söylenebilir. Fakat bunu söylerken bazı modellerin farklı kestirim adımlarında farklı performans gösterdiklerini göz ardı etmemek gerekir. Eğer mümkünse hangi kestirim adımında, hangi model daha iyi sonuçlar veriyorsa, o modeli kullanmak daha uygun olabilecektir. Bu çalışmada analiz sonuçlarını yorumlarken bu duruma dikkat etmek gerekir. Bu durum, genel olarak zaman dizileri analizinde her zaman geçerli olabilmektedir.

KAYNAKLAR

- Akaike, H., 1977, On entropy maximisation principle, proc.symp., **On Application of Statistics**, Dayton, Ohio, ed. P.R. Krishniah.
- Anderson, O.D., 1977, The interpretation of Box-Jenkins time series models, **Journal of the Royal Statistical Society** 20, 1-110.
- Box, G.E.P. and Jenkins, G.M., 1976, Time series analysis : forecasting and control, **Holden Day Inc**, California.
- Box, G.E.P. and Pierce, D.A., 1970, Distribution of residual autocorrelation in autoregressive integrated moving average time series models, **Journal of American Statistical Association** 70, 70-79.
- Chan, W.S. and Tong, H., 1986, On estimating thresholds in autoregressive models, **Journal of Time Series Analysis** 7, 179-190.
- De Gooijer, J.G. and Kumar, K., 1992, Some recent developments in nonlinear time series modelling, testing and forecasting, **International Journal of Forecasting** 8, 135-156.
- Dikey, D.A. and Fuller, W.A., 1979, Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit Root, **Journal of American Statistical Association** 74, 427-431.
- Engle, R.F., 1982, Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of uk inflation, **Econometrica** 50, 987-1008.
- Haggan, V. and Ozaki, T., 1980, Amplitude dependent exponential AR model fitting for nonlinear random vibrations. **Time Series**, ed. O.D. Anderson, pp. 57- 71, Amsterdam, North Holland.
- Kasap, R., 1996, Ders notları, Gazi Üniversitesi, **İstatistik Bölümü**, Ankara.
- Keenan, D.M., 1985, A tukey nonadditivity-type test for time series nonlinearity, **Biometrika** 72, 39-44.

- Lawrence, A.J. and Lewis, P.A.W., 1985, Modeling and residual analysis of nonlinear autoregressive time series in exponential variables, **J.R.S.S. B47**, 165-202.
- Lee, T.H., White, H. and Granger, C.W.J., 1993, Testing for neglected nonlinearity in time series models, **Journal of Econometrics** 56, 269-290.
- Li, W.K., 1990, A simple one degree of freedom test for nonlinear time series model discrimination, **Working Paper** (Department of Statistics, University of Hong Kong).
- McLeod, A.I. and W.K. Li, 1983, Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations, **Journal of Time Series Analysis** 4, 269-273.
- Moeanaddin, R. and Tong, H. 1988, A comparison of likelihood ratio test and CUSUM test for threshold autoregression, **The Statistician** 37, 213-225.
- Özmen, Dr. A., 1986, Zaman dizisi analizinde Box-Jenkins yöntemi ve banka mevduat tahmininde uygulama denemesi, **Anadolu Üniversitesi Yayınları** 207, 1-110.
- Petrucelli, J.D., 1987, On tests for SETAR-type nonlinearity in time series, **Technical Report**, WPI, Worcester, MA.
- Petrucelli, J.D. and Davies, N., 1986, A portmanteau test for self exciting threshold autoregressive type nonlinearity in time series, **Biometrika** 73, 687-694.
- Raftery, A.E., 1982, Generalised non-normal time series models in time series analysis, **Theor. and Prac.**, I, O.D. Anderson, ed. North Holland.
- Ramsey, J.B., 1969, Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis, **Journal of the Royal Statistical Society B** 31, 350-371.
- Subba Rao, T. and Gabr, M.M., 1984, An introduction to bispectral analysis and bilinear time series models, **Lecture Notes in Statistics**, Springer-Verlag, London.

Tong, H., 1980, A view on nonlinear time series building, in **Time Series**, ed. **O.D. Anderson**, Amsterdam, North Holland.

Tong, H., 1990, Nonlinear time series : a dynamical system approach, **Oxford : Oxford University Press**, Oxford.

Tsay, R.S., 1986, Nonlinearity tests for time series, **Biometrika** 73, 461-466.

Tsay, R.S., 1987, Testing and modeling threshold autoregressive processes, technical report, **Journal of American Statistical Association**, 406.

Wei, W.W.S., 1990, Time series analysis, **Addison-Wesley Pub., Inc.** U.K.

Wiener, N., 1956, Nonlinear problems in random theory, **JW**, New York.



ÖZGEÇMİŞ

Nilüfer Çelik, 08.04.1966 tarihinde K.Maraş'ta doğdu. İlkokulu Ankara Oğuzlar İlkokulu'nda, orta öğrenimini ise, Ankara Yeşilevler Ortaokulu ile Ankara Halide Edip Adıvar Lisesi'nde tamamladı. 1991 tarihinde Gazi Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü'nden mezun oldu. 1996 yılı Şubat döneminde Gazi Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü Yüksek Lisans Programına kaydoldu. Araştırmacı halen T.C. Ziraat Bankası, Planlama, Bütçe ve Kontrol Müdürlüğü'nde İstatistikçi olarak görev yapmaktadır.