

**ZAMAN DİZİLERİ KESTİRİMİNDE AYKIRI DEĞERLERİN
ETKİSİNİN İNCELENMESİ**

Ayşe Gül TEKİN

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK**

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**EYLÜL 2007
ANKARA**

Ayşe Gül TEKİN tarafından hazırlanan ZAMAN DİZİLERİ KESTİRİMİNDE
AYKIRI DEĞERLERİN ETKİSİNİN İNCELENMESİ adlı bu tezin Yüksek Lisans
tezi olarak uygun olduğunu onaylarım.

Prof. Dr. Reşat KASAP
Tez Danışmanı, İstatistik Anabilim Dalı

Bu çalışma, jürimiz tarafından oy birliği ile İstatistik Anabilim Dalında Yüksek
Lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Zülal GÜNGÖR
Endüstri Mühendisliği, Gazi Üniversitesi
Prof. Dr. Reşat KASAP
İstatistik, Gazi Üniversitesi
Prof. Dr. Hülya BAYRAK
İstatistik, Gazi Üniversitesi
Prof. Dr. Hasan BAL
İstatistik, Gazi Üniversitesi
Doç. Dr. Gül ERGÜN
İstatistik, Hacettepe Üniversitesi

Tarih : 28/Eylül/2007

Bu tez ile G. Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu Yüksek Lisans derecesini
onamıştır.

Prof. Dr. Nermin ERTAN
Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

TEZ BİLDİRİMİ

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada orijinal olmayan her türlü kaynağa eksiksiz atıf yapıldığını bildiririm.

Ayşe Gül TEKİN

ZAMAN DİZİLERİ KESTİRİMİNDE AYKIRI DEĞERLERİN**ETKİSİNİN İNCELENMESİ****(Yüksek Lisans Tezi)****Ayşe Gül TEKİN****GAZİ ÜNİVERSİTESİ****FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ****Eylül 2007****ÖZET**

Zaman dizilerinde en önemli kavramlardan biride kestirimdir. Doğru kestirimler yapabilmek için veri setini en iyi tanımlayan modeli belirlemek gerekir. Ancak modelde bulunan bir ya da birkaç aykırı değer modelin parametrelerini ve kestirimleri etkilemektedir. Bu çalışmanın kapsamında öncelikli olarak zaman dizileri ve zaman dizilerinde aykırı değer kavramları tanımlanmıştır. Aykırı değerlerin tanımlanan model parametreleri ve kestirimler üzerindeki etkileri incelenmiştir. Bu amaçla TÜİK kaynaklı veriler kullanılarak aykırı değer taraması ve kestirimler yapılmıştır.

Bilim Kodu : 205.1.066**Anahtar Kelimeler : Zaman dizileri, aykırı değerler, kestirim****Sayfa Adedi : 66****Tez Yöneticisi : Prof. Dr. Reşat KASAP**

**INVESTIGATION OF TIME SERIES FORECASTING WHEN
SERIES OCCUR OUTLIERS**

(MSc. Thesis)

Ayşe Gül TEKİN

**GAZİ UNIVERSITY
INSTITUTE OF SCIENCE AND TECHNOLOGY**

September 2007

ABSTRACT

Forecasting is one of the most important concepts in time series. To forecast truly the model should be determined that identifies the data set best. However one or more outliers in the model affect the parameters of the model and forecasting. In the scope of this study, firstly, time series and the outliers in time series concepts are identified. The effect of outliers is investigated on the ARMA model parameters and forecasting. For this reason, data of TUIK are used to research outliers and forecasting.

Science Code : 205.1.066
Key Words : Time series, outliers, forecasting
Page Number : 66
Adviser : Prof. Dr. Reşat KASAP

TEŞEKKÜR

Çalışmalarım boyunca bilimsel yardım ve katkılarıyla beni yönlendiren, desteğini esirgemeyen değerli hocam, Sayın Prof. Dr. Reşat KASAP'a; maddi ve manevi destekleriyle beni hiçbir zaman yalnız bırakmayan anneme, babama, kardeşlerime ve eşime; ayrıca çalışmalarım sırasında bana destek olan herkese teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZET	iv
ABSTRACT	v
TEŞEKKÜR	vi
İÇİNDEKİLER	vii
ÇİZELGELERİN LİSTESİ	ix
ŞEKİLLERİN LİSTESİ	x
SİMGELER VE KISALTMALAR	xi
1. GİRİŞ	1
2. ZAMAN DİZİLERİ	4
2.1. Box-Jenkins Tahmin Yöntemleri	5
2.1.1. Durağan zaman dizileri	6
2.1.2. Durağan olmayan zaman dizileri	11
2.2. Box-Jenkins Yönteminin Üstün ve Zayıf Yönleri	14
3. ZAMAN DİZİLERİNDE AYKIRI DEĞERLER	16
3.1. Aykırı Değerlerin Tesbiti	19
3.2. ARMA Model Parametreleri ve σ^2 Biliniyorsa	20
3.3. ARMA Model Parametreleri Bilinmiyorsa	23
3.3.1. Ardışık yöntem	23
3.4. Aykırı Değerler ve Kestirim	25
3.4.1. Bir aykırı değer katsayıları bilinen ARIMA modellerindeki kestirimler üzerindeki etkileri	27
3.4.2. Kestirim başlangıcı veya başlangıç yakınında bir aykırı değer oluştugu durumda kestirim hataları	29

Sayfa

3.4.3. Aykırı değerin kestirim başlangıcından k periyot önce oluşması	35
3.5. Kestirim Başlangıcı veya Yakınında Aykırı Değer Tesbiti.....	38
3.5.1. Aykırı değer tesbit gücü ve etkisi	38
3.5.2. Aykırı değer tipinin yanlış tanımlanması ve etkisi.....	40
4. VERİ ve ANALİZ.....	42
4.1. Veri.....	42
4.2. Analiz	43
5. SONUÇLAR.....	61
KAYNAKLAR.....	63
ÖZGEÇMİŞ.....	66

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 3.1. Kestirim orijininde bir aykırı değer bulunduğunda kestirim hataları	34
Çizelge 3.2. Kestirim orijininde bir aykırı değer bulunduğunda kestirim MSE'leri	34
Çizelge 4.1. Aylık cumhuriyet altını satış fiyatları için model tahmini ve aykırı değer taraması	44
Çizelge 4.2. Artıklar için Box Pierce istatistikleri	45
Çizelge 4.3. Cumhuriyet altını satış fiyatları için gözlemler, kestirim değerleri, artıklar ve aykırı değerlerin kestirim etkileri	46
Çizelge 4.4. MB Döviz Rezervleri için model tahmini ve aykırı değer taraması	51
Çizelge 4.5. Artıklar için Box Pierce istatistikleri	52
Çizelge 4.6. MB döviz rezervleri için gözlemler, kestirim değerleri, hatalar ve aykırı değerlerin kestirime etkileri	52

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 4.1. Ortalama aylık cumhuriyet altını satış fiyatları için zaman dizisi grafiği	42
Şekil 4.2. TCMB döviz rezervleri için zaman dizisi grafiği	43
Şekil 4.3. Aylık ortalama cumhuriyet altını satış fiyatları için hesaplanan artıkların grafiği.....	44
Şekil 4.4. Aylık ortalama cumhuriyet altını satış fiyatları için yapılan kestirimlere TC tipi aykırı değerin etkisi.....	50
Şekil 4.5. Aylık ortalama cumhuriyet altını satış fiyatları için yapılan kestirimlere LS tipi aykırı değerin etkisi.....	50
Şekil 4.6. TCMB döviz rezervleri için hesaplanan artıkların grafiği.....	51
Şekil 4.7. TCMB döviz rezervleri için yapılan kestirimleri üzerinde TC tipi aykırı değerin etkisi	59
Şekil 4.8. TCMB döviz rezervleri için yapılan kestirimleri üzerinde LS tipi aykırı değerin etkisi.....	60
Şekil 4.9. TCMB döviz rezervleri için yapılan kestirimleri üzerinde AO tipi aykırı değerin etkisi	60

SİMGELER VE KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılmış bazı simgeler ve kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

Simgeler	Açıklama
X_t	t dönemine ait X değişkeninin değeri
Y_t	t dönemine ait Y değişkeninin değeri
Z_t	t dönemine ait Z değişkeninin değeri
ρ	Dizi için otokorelasyon katsayısı
ϕ	Kısmi otokorelasyon katsayısı
∇^d	d. dereceden fark
e_t	Hata terimi
$\lambda_{AO,t}$	AO tipi aykırı değer için test istatistiği
$\lambda_{IO,t}$	IO tipi aykırı değer için test istatistiği
$\lambda_{LS,t}$	LS tipi aykırı değer için test istatistiği
$\lambda_{TC,t}$	TC tipi aykırı değer için test istatistiği

Kısaltmalar	Açıklama
AO	1. Tip Aykırı Değer
AR(p)	p nci dereceden Otoregresif Model
ARIMA(p,d,q)	Tamamlanmış Otoregresif Hareketli Ort. Modeli
ARMA(p,q)	Otoregresif-Hareketli Ortalama Modeli
IO	2. Tip Aykırı Değer
LS	Düzey Kayması
MA(p)	q ncu dereceden Hareketli Ortalama Modeli
TCMB	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
TC	Geçici Değişiklik
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu

1. GİRİŞ

Geçmişe ait verileri kullanarak gelecekle ilgili tahminler yapmak istatistiğin amaçlarından biridir. Bu tahmin yöntemlerinin basitten karmaşık veri analizine kadar birçok çeşidi vardır. Bu yöntemlerden biride zaman dizileri analizidir.

Zaman dizileri analizi birçok amaç için kullanılmıştır. Uygulamada genelde ekonomik olmakla birlikte birçok amaca yönelik zaman dizileri ile çalışılmıştır. Bunlardan biri, ABD’de finansal politikaları tahminlemek amacıyla yapılan çalışma, ARIMA modellerin optimal özelliklerini yansıtan ölçüt çalışma esas alınarak yapılmıştır. Buna benzer olarak, ARIMA ve ekonometrik modeller arası bağlantı kullanılarak, ARIMA modeller üzerine çalışmalar yapılmıştır [Pena, 1987].

Ülkemizde ise, ekonomik eğilim ve tahminleri belirlemeye yönelik çalışmaların büyük bir kısmı zaman dizilerinin kullanımı ile yapılmaktadır. Özellikle milli gelir, üretim, fiyatlar istihdam gibi reel ekonominin temelini oluşturan kavramlar için zaman dizileri analizleri çok kullanılmaktadır. Ayrıca merkez bankası kur tahminleri, hazinenin bütçe ile ilgili tahminlemeleri, borsanın hisse senedi eğilimleri, TÜİK ve benzeri kuruluşlar tarafından yapılan enflasyon tahminleri ve daha birçok tahmin zaman dizileri analizi ile yapılmaktadır [Kaya, 1999].

Zaman dizilerinde aykırı değerlerin bulunması ilk olarak Fox tarafından 1972 yılında çalışıldı. Fox aykırı değer içeren diziler için toplamsal (1. tip aykırı değer, AO) ve keşifsel (2. tip aykırı değer, IO) olarak isimlendirilen iki istatistiksel model önermiştir. Bu konuyla ilgili diğer çalışmalar: Abraham ve Box , Martin, Tiao, Tsay, Chang ve ark., Abraham ve Chuang, Bruce ve Martin, Lee ve Choi, Cho ve ark., Ljung. Model parametrelerinin tahmininde var olan olası aykırı değerleri bulmak için artıkların grafiğine bakılır [Abraham ve Box, 1979; Martin,1980; Tiao, 1985; Tsay, 1986; Chang ve ark., 1988; Abraham ve Chuang, 1989; Bruce ve Martin, 1989; Lee ve Choi, 1992; Cho ve ark., 1993; Ljung, 1993 ve Choy, 2001].

Birçok istatistikçi aykırı değerlerin varlığının AR ve ARMA parametrelerinin tahmininde ciddi yanlışlık olduğunu bulmuştur. Aykırı değerlerin zamanlaması ve türü bilindiğinde bir Bayesgil yaklaşım geliştirilmiş ve bu tahmin probleminin çözümü için sağlam (Robust) bir metod ortaya konmuştur [Abraham ve Box, 1979; Martin 1980; Choy, 2001].

Gözlem değerlerinden bazılarının kayıp olması durumunda aykırı değerlerin tespit edilmesine yönelik olarak olasılık oran kriterleri geliştirilmiştir. Aykırı değerleri tespit etmede kritik değer olarak kullanılan C (ölçüt değer, kritik değer) değerlerini saptamak amacıyla Monte-Carlo simülasyonları kullanılmıştır [Ljung, 1993].

Zaman dizilerinde aykırı değerlerin belirlenmesine yönelik çalışmalardan biri de Sağlam Prosedür (Robust Procedure) adı verilen bir yöntemdir [Tsay, 1986; Denby ve Martin, 1979].

Zaman dizilerinde aykırı değerleri ortaya çıkarmak amacıyla birçok yöntem geliştirilmiştir. Simülasyon çalışmaları ve denemeler bu yöntemlerden en etkili olan Chang, Tiao ve Chen tarafından geliştirilen ve ardışık yöntem adını verdikleri yöntem olduğunu ortaya koymuştur. Söz konusu yöntem diğer yöntemlere göre uygulanması kolay ve pratik olmasına rağmen, karmaşık matematiksel işlemleri gerektirmektedir [Chang ve ark., 1988].

Bu çalışmada amaç, zaman dizilerini tanımlarken, zaman dizileri ile ileriye yönelik kestirim yöntemlerini vererek, bu zaman dizileri içerisinde varsa aykırı değerlerin yerini, tipini ve etkisini belirlemek ve bu aykırı değerlerin bulundukları konuma göre kestirimler üzerindeki etkilerini uygulama üzerinde göstermektir. Çalışmanın İkinci Bölümünde zaman dizileri ve aykırı değer kavramları ile stokastik zaman dizileri olan AR, MA, ARMA ve ARIMA modelleri tanımlanacaktır. Üçüncü Bölümde zaman dizilerinde aykırı değer kavramı, aykırı değer tipleri ve aykırı değer tarama yöntemi olan ardışık yöntem tanımlanacak ve aykırı değer içeren zaman dizilerinde yapılan kestirimlerin aykırı değerlerden nasıl etkilendiği incelenecektir. Dördüncü

Bölümde TÜİK kaynaklı iki farklı veri seti kullanılarak aykırı değer taraması ve kestirimler yapılacaktır. Beşinci Bölümde ise sonuçlar yer alacaktır.

2. ZAMAN DİZİLERİ

Bir zaman dizisi, zaman içinde gözlenen ölçümlerin bir dizisidir. Yani zaman dizisi rasgele değişkenlerin bir koleksiyonu olup, kronolojik sırayla elde edilen verilere sahip değişkenlere zaman dizisi adı verilmektedir. Genel olarak zaman dizisi, n örnek büyüklüğü olmak üzere Z_t , $t=1, \dots, n$ biçiminde gösterilir. Buna göre t -inci gözlenen veri z_t ile ifade edilir [Box ve Jenkins, 1976; Kasap, 1998; Akdi, 2001 ve Kadılar, 2005].

İncelenen bir zaman dizisi trend, konjonktürel dalgalanma, devresel hareketler ve zaman gibi faktörleri içerebilir. Bu faktörlerden zaman dışındaki diğer faktörler için hesaplanan endeksler ile gözlemlerden söz konusu etkiler yok edilir. Bu faktörlerin etkileri giderildikten sonra zaman dizileri analizleri uygulanabilir. Eğer bir zaman dizisi kesin olarak tahminlenebiliyorsa “deterministik zaman dizisi” olarak isimlendirilir [Kaya, 1999].

Ancak olasılık teorisinde zaman dizileri sonlu bir rasgele değişkenler kümesi olup $\{z(w,t): t = 0, \mp 1, \mp 2, \dots\}$ stokastik sürecinden üretilmektedir. Böyle zaman dizilerine “stokastik zaman dizileri” denir [Kasap, 1998 ve Akdi, 2001].

Zaman içinde veriler belirli aralıklarla elde ediliyorsa böyle dizilere “kesikli zaman dizileri”, zamanın tüm noktalarında ölçülebiliyorsa böyle dizilere “sürekli zaman dizileri” denir. Kesikli zaman dizileri genellikle haftalık, aylık, günlük, gibi eşit aralıklarla elde edilen verilerdir. Zaman dizileri analizinin yapılabilmesi için parametre tahminleri için yanlılığa sebep olan, yani ileri sürülen varsayımların göz önünde tutulmasına yol açan trend, konjonktürel dalgalanma, mevsimlik etki ve rasgele değişkenlerin kontrol edilmesi gerekmektedir. Zaman dizileri çeşitli amaçlar için analiz edilir. Bu amaçlar zaman dizilerini unsurlarına ayırma, zaman dizileri arasındaki ilişkiyi açıklama, kontrol ve ileriye dönük tahmin amaçlarından oluşmaktadır [Kaya, 1995].

Tek deęiřkenli zaman dizileri analizinde gemiř gzlem deęerleri kullanılarak ileriye ynelik tahmin yapmak iin kullanıldıęından gemiř gzlem deęerleri ile bir baęımlılık sz konusudur.

Tek deęiřkenli zaman dizileri ynteminin dayandıęı varsayımlar:

1. Bir zaman dizisinde mevcut olan zaman dizisi unsurlarının gelecek dnemde de aynı kalacaęı kabul edilir. Bu varsayım nedeniyle gemiř dnem gndem deęerlerine dayanarak gelecek dnem tahmini deęerlerin elde edilmesi saęlanır.
2. Bu yntem zaman dizilerini meydana getiren unsurları birbirlerinden ve tesadfi unsurlardan ayırmak suretiyle serinin gelecekte alabileceęi deęerleri tahmin etmeyi amalar.
3. Bu yntemler eřit zaman aralıklarıyla elde edilen gzlem deęerlerinden meydana gelen kesikli zaman dizilerine uyarlanır [zmen, 1986].

Tek deęiřkenli zaman dizileri ile ilgili tahmin yntemleri geliřtirildikleri tarih sırasına gre; Trend analizi yntemi, Hareketli ortalamalar yntemi, ssel dzeltme yntemi, Uyarlayıcı arındırma yntemi ve Box-Jenkins (B.J) tahmin yntemleri řeklinde sıralanabilir. Bu tahmin yntemlerinden Box-Jenkins hari dięerleri ardışık baęımlılığı kullanmaz. Bu yzden en etkin tahminleme yntemi Box-Jenkins tahmin yntemleridir [Kaya, 1999].

Dolayısıyla bu alıřmada Box-Jenkins yntemleri anlatılacaktır.

2.1. Box-Jenkins (B-J) Tahmin Yntemleri

Literatrde Box–Jenkins tahmin modelleri olarakta bilinen zaman dizileri modelleri duraęan karakterde olup olmama durumuna gre iki grupta incelenirler. Tek deęiřkenli zaman dizilerinin ileriye dnk tahminleri iin kullanılan bařarılı bir yntemdir. B-J grubu modeller zamana baęlı olayların rasgele karakterde olması ve bu olaylarla ilgili zaman dizilerinin stokastik sre olduęu varsayımına dayanarak geliřtirilmiřlerdir. Ayrıca bu modellerde rasgele deęiřkenin zaman iinde ardışık

olarak aldığı değerler arasında mevcut olan otokorelasyon en etkili bir şekilde dikkate alınır. Bu nedenlerden dolayı söz konusu modellere stokastik modeller adı verilmektedir [Özmen, 1986].

2.1.1. Durağan zaman dizileri

Durağan zaman dizisi modelleri üç farklı şekilde tanımlanır. Bu modeller otoregresif model AR(p), hareketli ortalama modeli MA(q) ve otoregresif hareketli ortalama modeli ARMA(p,q) olarak isimlendirilir. Bu modeller için durağanlık koşulu vardır. Eğer model durağan değilse dizinin durağanlaştırılması gerekir. Durağanlaştırmak için dizinin farkı (d) alınır. Fark alma operatörü de modele dahil edilerek mevsimsel B-J modelleri ARIMA(p,d,q) biçiminde gösterilir [Kadılar, 2005].

Otoregresif model (p)

Otoregresif zaman dizileri dizinin şimdiki değeri, dizinin geçmiş değerleri ve gürültü serilerinden etkilenir. AR modelinin derecesi içerdiği geçmiş dönem gözlem değerlerinin sayısı ile belirlenir. Eğer geçmiş dönemden sadece bir tane gözleme bağlı bir AR modeli ise “birinci dereceden”, iki tane geçmiş gözlem değerine bağlı ise “ikinci dereceden” ve aynı şekilde p tane geçmiş gözlem değerine bağlı bir AR modeli ise “p-inci dereceden AR modeli” olarak adlandırılır.

AR (p) modeli genel olarak:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \dots + \phi_p z_{t-p} + a_t \quad (2.1)$$

veya

$$\phi_p(B)z_t = a_t \quad (2.2)$$

olarak gösterilir. Burada $z_{t-1}, z_{t-2}, \dots, z_{t-p}$ gözlem değerlerini, $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ modelin parametrelerini gösterir. a_t için ortalaması sıfır, varyansı σ^2 olan normal dağılımlı olduğu varsayımı vardır. Bu modelin durağan olabilmesi için $\phi(B) = 0$ polinomunun kökleri birim çemberin dışında olmalıdır. Burada B geri öteleme operatörü olmak üzere $\phi(B)$ polinomu $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$ şeklinde tanımlanır [Wei, 1990].

Uygulamada en çok birinci ve ikinci dereceden AR modelleri kullanılır.

AR(1) modeli

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + a_t \quad (2.3)$$

veya

$$(1 - \phi B)z_t = a_t \quad (2.4)$$

şeklinde tanımlanır. Durağanlığın sağlanabilmesi için $(1 - \phi_1 B) = 0$ polinomunun kökleri birim çemberin dışında olmalıdır. Yani eğer durağan ise $|\phi_1| < 1$ olur.

AR(2) modeli

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + a_t \quad (2.5)$$

veya

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)z_t = a_t \quad (2.6)$$

şeklinde tanımlanır. AR(2) modeli içinde durağanlık koşulu aşağıdaki eşitsizliklerin sağlanmasıdır

$$\begin{aligned} \phi_1 + \phi_2 &< 1 \\ \phi_2 + \phi_1 &< 1 \\ |\phi_2| &< 1 \end{aligned} \quad (2.7)$$

[Wei, 1990].

Otoregresif modelin parametrelerinin tahmini için en küçük kareler yöntemi kullanılır. Tahmin edicileri p inci dereceden otoregresif modeli kullanarak elde edebiliriz.

AR (p) modeli

$$x_t - \mu = \phi_1(x_{t-1} - \mu) + \dots + \phi_p(x_{t-p} - \mu) + a_t \quad (2.8)$$

burada $x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-p}$ gözlemler $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ ve μ parametrelerdir.

Burada $Z_t = x_t - \mu$ dönüşümü yapılarak

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (2.9)$$

şeklinde yazılabilir.

$$S = \sum_{t=p+1}^n [(x_t - \mu) - \phi_1(x_{t-1} - \mu) - \dots - \phi_p(x_{t-p} - \mu)]^2 \quad (2.10)$$

veya

$$S = \sum_{t=p+1}^n [z_t - \phi_1 z_{t-1} - \dots - \phi_p z_{t-p}]^2 \quad (2.11)$$

AR (1) modeli için en küçük kareler tahminleri gerekli işlemler yapıldıktan sonra aşağıdaki formüllerle hesaplanmaktadır.

$$\mu = \frac{x_2 - \phi_1 x_1}{1 - \phi_1} \quad (2.12)$$

$$\phi_1 = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (x_t - \mu)(x_{t+1} - \mu)}{\sum_{t=1}^{n-1} (x_t - \mu)^2} \quad (2.13)$$

Diğer p inci dereceden AR modellerin parametreleride benzer şekilde hesaplanmaktadır. Parametrelerin bulunması için diğer bir yöntemde otokovaryans ve otokorelasyon katsayılarının kullanılmasıdır [Kaya, 1995 ve Box ve Jenkins, 1976].

Hareketli ortalama modeli MA(q)

Hareketli ortalama modeli AR modelinden farklı olarak geçmiş gözlem değerleri yerine şimdiki ve geçmiş hata terimleri kullanılarak elde edilir.

MA modellerinin dereceleri AR modellerinde olduğu gibi içerdiği geçmiş hata terimi sayısına göre belirlenir. Eğer geçmiş dönemden sadece bir tane hata terimine bağlı bir MA modeli ise “birinci dereceden”, iki tane geçmiş hata terimine bağlı ise “ikinci dereceden” ve aynı şekilde q tane geçmiş hata terimine bağlı bir MA modeli ise “q-inci dereceden MA modeli” olarak adlandırılır.

MA modeli genel olarak

$$z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.14)$$

şeklinde yazılır. Burada $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ modelin parametreleridir. Geri öteleme operatörü ile bu model

$$z_t = (1 - B\theta_1 - \dots - \theta_q B^q) a_t \quad (2.15)$$

şeklinde yazılır.

Uygulamada en çok kullanılan MA modelleri MA(1) ve MA(2) modelleridir.

MA (1) modeli

$$z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (2.16)$$

veya

$$z_t = (1 - B\theta_1)a_t \quad (2.17)$$

şeklindedir.

MA modelleri için durağanlık yerine tersine alınabilirlik koşulu vardır.

MA(1) modeli için tersi alınabilirlik koşulu $|\theta_1| < 1$ eşitsizliğinin sağlanmasıdır.

MA (2) modeli

$$z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \quad (2.18)$$

veya

$$z_t = (1 - B\theta_1 - B^2\theta_2)a_t \quad (2.19)$$

şeklinde tanımlanır. MA (2) modeli için tersi alınabilirlik koşulları aşağıdaki gibidir.

$$\begin{aligned} \theta_1 + \theta_2 &< 1 \\ \theta_1 - \theta_2 &< 1 \\ |\theta_2| &< 1 \end{aligned} \quad (2.20)$$

MA modeli için en küçük kareler yöntemi doğrudan uygulanamaz [Wei, 1990].

Otoregresif hareketli ortalama modeli ARMA (p,q)

ARMA (p,q); AR (p) ve MA (q) modellerinin bir kombinasyonudur. Yani bir döneme ait gözlem değerini belirlemek için geçmiş ve şimdiki hata terimleriyle birlikte geçmiş gözlem değerleri de kullanılır. Modelin derecesini geçmiş gözlem değerleri (p) ve geçmiş hata terimleri (q) belirler.

ARMA (p,q) modeli

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \dots + \phi_p z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.21)$$

şeklinde tanımlanır. Burada $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ ve $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ parametrelerdir. Geri öteleme operatörü ile bu model

$$\phi(B)z_t = \theta(B)a_t \quad (2.22)$$

şeklinde ifade edilir. ARMA (p,q) modeli için durağanlık ve tersi alınabilirlik koşullarına birlikte bakılmalıdır. $\phi(B) = 0$ polinomunun kökleri birim çemberin dışında ise durağanlık koşulu ve $\theta(B) = 0$ polinomunun kökleri birim çemberin dışında ise tersi alınabilirlik koşulu sağlanır [Wei, 1990].

2.1.2. Durağan olmayan zaman dizileri

Otoregresif tamamlanmış hareketli ortalama modeller (ARIMA)

AR, MA ve ARMA modelleri durağan modellerdir. Ancak uygulamada karşılaşılan dizilerin genellikle durağan değildir. Dizilerin durağanlığı trend, mevsimsel, konjonktürel dalgalanma ve tesadüfi sebepler gibi etkenler tarafından bozulur. Bu etkenlere rağmen zaman dizilerinin çoğunda homojenlik görülmektedir [Box ve Jenkins, 1976].

Durağan olmayan dizinin durağanlaştırılması için dizinin gerekli derecede farkı alınır. Genellikle bir kez fark alma işlemi ile dizi durağan hale gelir.

ARIMA modelinin genel ifadesi

$\phi_p(B)$ ve $\theta_q(B)$ yukarıda tanımlandığı şekliyle:

$$\phi_p(B)(1-B)^d z_t = \theta_0 + \theta_q(B) + a_t \quad (2.23)$$

Burada $\phi_p(B)$, $\theta_q(B)$ nin önemli bir katkısı yoktur. θ_0 parametresi $d=0$ ve $d>0$ durumları için çok farklı rolü vardır. $d=0$ ise dizi durağandır, ve θ_0 sürecin ortalaması ile $\theta_0 = \mu(1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)$ şeklinde ilişkilendirilir. Bununla birlikte $d \geq 1$ ise θ_0 deterministik trend terimi olarak adlandırılır.

ARIMA (p,d,q) ifadesi

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + a_t + \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q} \quad (2.24)$$

olmak üzere;

$x_t = \Delta^d z_t$: farkı alınmış dizi

Δ : fark operatörü

d : fark alma derecesi

$$\Delta z_t = x_t = z_t - z_{t-1} \quad (2.25)$$

şeklinde tanımlıdır.

Uygulamada sık karşılaşılan $d=1$ veya $d>1$ koşulunu sağlayan bazı ARIMA modelleri fark denklemi şeklinde ve B operatörü kullanılarak aşağıdaki gibi verilmiştir.

i) ARIMA(0,1,1) Modeli

$$\Delta z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} = (1 - \theta_1 B) a_t \quad (2.26)$$

Bu modelde $p=0$, $d=1$, $\phi(B) = 1$, $\theta(B) = 1 - \theta_1 B$ 'dir.

ii) ARIMA(0,2,2) Modeli

$$\Delta^2 z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) a_t \quad (2.27)$$

olmak üzere bu modelde $p=0$, $d=2$, $q=2$, $\phi(B) = 1$ ve $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2$ 'dir.

iii) ARIMA (1,1,1) Modeli

$$\Delta z_t - \Delta z_{t-1} = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

(2.28)

$$(1 - \phi_1 B) \Delta z_t = (1 - \theta_1 B) a_t \quad (2.29)$$

olmak üzere $p=1$, $d=1$, $q=1$, $\phi(B) = 1 - \phi_1 B$ ve $\theta(B) = 1 - \theta_1 B$ 'dir.

ARIMA modeli için durağanlık ve tersi alınabilirlik koşulları ARMA modellerde olduğu gibidir [Wei, 1990].

2.2. Box-Jenkins Yönteminin Üstün ve Zayıf Yönleri

Üstün Yönleri

- 1) B-J yönteminde modelin belirlenmesi genellikle eldeki verilerin yapısı ile belirlendiği için “verilerin kendi kendine ilişkisi sağlanmış olur.” Bu nedenle B-J modellerine dayanarak yapılan kısa dönem tahminlerinin diğer yöntemlere dayanarak yapılan aynı döneme ait tahminlere oranla daha güvenilir olduğu söylenebilir.
- 2) B-J yönteminde ileriye dönük tahmin amacıyla analiz edilecek bir zaman dizisi için uygun model belirlenirken izlenen her aşamada bu modelin analiz edilecek diziye uygunluğunu denetlemek imkanı vardır.
- 3) B-J yöntemine göre belirlenecek uygun modele önemli olan parametre sayısını olabildiği kadar az tutmaktır.
- 4) Zaman dizilerinin çoğunda ardışık gözlem değerleri birbirine bağımlıdır. B-J yöntemi zaman dizilerinin bu en önemli özelliğini en etkili biçimde kullanır.

Zayıf Yönleri

- 1) B-J yöntemine dayanarak yapılan tahminler çabuk elde edilemez. Çünkü B-J yöntemi tümüyle otomatik değildir. Bu yöntemle dayanarak ileriye dönük tahmin yapmak amacıyla yazılacak bir bilgisayar programı aşamalı bir programdır. Bu tür bilgisayar programını kullanırken elle müdahaleye gerek olabilir.
- 2) B-J yönteminin uygulanabilmesi için deneyimli ve bilgili işgücüne gereksinim duyulur.
- 3) B-J yönteminin uygun model seçimi konusunda sağladığı özgürlük olanağı, tahmin yapan kişinin uygun olmayan model seçmesine neden olabilir.
- 4) B-J modelleriyle aynı diziyi analiz eden ve aynı dizi için ileriye dönük tahmin yapan kişinin sayısal olarak birbirine benzer sonuçlar elde etmesi konusunda garanti yoktur.
- 5) Model belirlemek için çok sayıda gözlem değerine gereksinim vardır, bu sayı en az 50 olmalıdır.

B-J yönteminin bu olumsuzluklarına rağmen, bir zaman dizisinin yapısını belirlediği, gözlem değerlerinin aralarındaki bağımlılığı en etkili bir şekilde kullandığı ve model belirleme aşamalarında istatistiksel testlere yer verildiği için, diğer tahmin yöntemlerine göre kısa dönem tahmin yapmada üstün bir yöntemdir [Box ve Jenkins, 1976].

3. ZAMAN DİZİLERİNDE AYKIRI DEĞERLER

Veri analizinin farklı çeşitlerinde, veri setindeki çoğu gözlemden farklı olan beklenmeyen olağan dışı gözlemlerle karşılaşılır. Bu durum zaman dizileri analizi için nadir bir durum değildir. Olası büyük (gross) hatalardan başka grevler, savaşlar, bir ürünün yapısal pazarındaki ani değişiklikler, bir fiziksel sistemin temel şartlarındaki beklenmeyen değişiklikler gibi tekrarlanmayan dışsal müdahalelerin etkisiyle bazı gözlemler aykırı değerler olurlar [Chang ve ark., 1988].

Yukarıda belirtilen durumlar, beklenmeyen müdahale olarak tanımlanmaktadır. Gutman ve Tiao, beklenmeyen müdahalelerin, otokorelasyonlar, kısmî otokorelasyonlar ve ARMA parametrelerini tahminlemede ciddi şekilde yanlışlığa sebep olduğunu bulmuşlardır. Bu nedenle bu müdahaleleri tanıyabilmek önemlidir. Serinin temel yapısını daha iyi anlayabilmek için bu gözlemlerden onların etkilerini yok edebilmelidir. Müdahalenin T anında meydana geldiği bilindiğinde Box ve Tiao tarafından geliştirilen Müdahale Analiz Tekniği (Aracılık Analizi, Intervention Analysis) kullanılarak bu etkinin büyüklüğü belirlenebilir. Ancak uygulamada genellikle T anı bilinmez [Chang ve ark., 1988; Gutman ve Tiao 1978; ve Box ve Tiao, 1975].

Aykırı değer bir zaman dizisini etkilemesinin birkaç yolu vardır. Bu çalışmada dört aykırı değer tipi incelenecektir. Bunlar; I. Tip Aykırı Değer (AO), II. Tip Aykırı Değer (IO), Geçici Değişiklik (TC) ve Düzey Kayması (LS). $t=t_1$, $I_t(t_1)=0$ iken $t=t_1$ ve $I_t(t_1)=1$ 'de zaman dizilerinde tek bir aykırı değer olduğu varsayılır, aksi takdirde gözlenen diziler $\{Y_1\}$ aşağıdaki şekilde ifade edilecektir;

$$Y_t = Z_t + wL(B)I_t(t_1) \quad (3.1)$$

$$L(B) = \frac{\theta(B)}{(1-B)^d \phi(B)} \quad \text{IO için} \quad (3.2)$$

$$L(B) = 1 \quad \text{AO için} \quad (3.3)$$

$$L(B) = \frac{1}{(1-B)} \quad \text{LS için} \quad (3.4)$$

$$L(B) = \frac{1}{(1-\delta B)} \quad \text{TC } (0 < \delta < 1) \text{ için} \quad (3.5)$$

Belirtmekte yarar vardır ki, gözlemlenen diziler üzerinde aykırı değer etkisi, bir IO durumu haricinde modelden bağımsızdır. Ayrıca, sırasıyla $\delta=0$ ve $\delta=1$ olan TC'de AO ve LS sınır durumlarıdır. Bir TC durumunda, aykırı değer t_1 zamanında bir ω başlangıç etkisi üretir ve bu etki zamanla yavaş yavaş sönümlenir. δ parametresi dinamik bastırma etkisi ilerleme hızını modellemek için tasarlanmıştır. Uygulamada, δ değeri analist tarafından belirlenebilir.

Chang ve arkadaşları 1988 yılında yaptıkları çalışmada bir TC'nin özelliğini AO veya LS'ninkinden doğru bir şekilde ayırt edebilmek için, TC'yi tanımlamak için $\delta=0.7$ 'nin kullanılmasını önermiştir. Bir AO durumunda, aykırı değer etkisi gözlemlenen diziler üzerinde anlık ve tek atım şeklindedir. LS'de ise diziler üzerinde ani ve sürekli değişiklik şeklinde gözlenir.

Zaman dizileri üzerinde bir IO etkisi diğer aykırı değerlerin etkisinden daha karmaşıktır. Eş. 3.2'ye göre, IO etkisinin Z_t ARIMA model Ψ_j ağırlıklarına bağlı olduğunu görürüz. Durağan diziler için, IO, Ψ_j katlanarak (üssel bir biçimde) sıfıra azalacağından geçici bir etki üretecektir. Bununla birlikte, Ψ_j 'nin gidişatı sabit olmayan diziler için oldukça farklıdır. Z_t modeline bağlı olarak, IO;

(1) Meydana geliş anında bir başlangıç etkisi ve Z_t bir ARIMA (0,1,1) modeli izlediğinde bir sonraki periyotta bir seviye kayması,

(2) Z_t bir ARIMA (1,1,1) modeli izlediğinde yavaş yavaş sürekli bir seviye kaymasına dönüşecek olan meydana geliş anında bir başlangıç etkisi,

(3) Z_t mevsimsel bir ARIMA (0,1,1) modeli izlediğinde mevsimsel seviye kayması, örneğin, her yıl Ocak ayında bir seviye kayması vb.,

(4) Z_t çarpımsal mevsimsel bir ARIMA (0,1,1) x (0,1,1) modeli izlediğinde yıllık bir eğilim değişikliği,

üretebilir.

Bu LS ve TC aykırı değerlerinin bazen bir IO etkisi ile yaklaşabileceğini ortaya koymaktadır [Chen ve Liu, 1993].

Zaman serilerinde ortaya çıkması muhtemel iki tip aykırı değer bulunmaktadır. Birinci tip aykırı değer, bir gözlemde veya kayıta yapılan büyük bir hata sonucu ortaya çıkar. Ve hata tek bir gözlemi etkiler. İkinci tip aykırı değer durumunda birden çok gözlem etkilenir [Fox, 1972].

Birinci Tip Aykırı Değer (AO, Additive, Toplamsal)

Tek bir düzlemi etkileyen bir gözlem veya kayıta yapılan hata sonucu ortaya çıkan aykırı değer tipidir [Fox, 1972].

Aykırı değerini ortaya çıktığı zamanı $t=T$ olsun. Buna göre toplamsal aykırı değer modeli (AO), w aykırı değer parametresi olmak üzere:

$$z_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} e_t + wI_t^{(T)} \quad (3.6)$$

olup, burada

$$I_t^{(T)} = \begin{cases} 1, t = T \\ 0, \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

şeklinde tanımlanmıştır [Kasap ve Gamgam, 1998].

İkinci Tip Aykırı Değer (IO, Innovation, Keşifsel)

Bulunduğu pozisyondan itibaren, kendinden sonraki gözlemleri de etkileyen aykırı değer tipidir. Gözlem aykırı değeri olarak bilinir [Fox, 1972].

Bir IO modeli

$$z_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)}(e_t + wI_t^{(T)}) \quad (3.7)$$

şeklinde yazılır [Kasap ve Gamgam, 1998]

Bu nedenle AO durumu sadece T - inci gözlem düzeyinde etkili olduğundan büyük hata (gross error) olarak tanımlanabilir. Diğer taraftan, bir IO T anındaki beklenmeyen bir etki ile $\theta(B)/\phi(B)$ şeklinde tanımlanan sistem boyunca tüm $z_t, z_{t+1}, \dots$ değerlerini ifade eder [Tiao, 1985].

3.1. Aykırı Değerlerin Tespiti

Zaman dizilerinde aykırı değerlerin analizi ile ilgili ilk çalışmalar Fox tarafından 1972 yılında yapılmıştır. Bu çalışmalarda sadece AR modeller için geçerli olan ve olabilirlik oran kriteri adı verilen tarama yöntemi geliştirilmiştir. Daha sonra Fox'un test yöntemine eklemeler yapılarak ARIMA modeller için geçerli olan bir yöntem geliştirilmiş ve bu Ardışık Yöntem (iterative procedure) olarak isimlendirilmiştir. Simülasyon çalışmaları, sözkonusu yöntemin aykırı değer tarama yöntemleri olan ve literatürde LS (Least Square/en küçük kareler), M-H (Huber-type “down weighting”), M-B (bisquare-type, “down-weighting”), GM-H (Generalized Huber-type) olarak bilinen yöntemlere oranla aykırı değer tespit gücü bakımından çok daha üstün ve tutarlı olduğunu göstermiştir [Chang ve ark., 1988].

“m” farklı aykırı değer içeren bir zaman dizisi için genel aykırı değer modeli:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m w_i \xi_i(B) I^{(T_i)} + x_t \quad (3.8)$$

olur. Burada $t=T_i$ anında AO modeli için $x_t = \theta(B)/\phi(B)$, $\xi_i(B) = 1$, IO modeli için de $\xi_i(B) = \theta(B)/\phi(B)$ yazılabilir.

3.2. ARMA Model Parametreleri ve σ^2 Biliniyorsa

$$\pi(B) = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \quad (3.9)$$

olmak üzere $e_t = \pi(B)z_t$ olsun.

Eş. 3.1 ve Eş. 3.2 ile tanımlanan AO ve IO modelleri için sırasıyla

$$e_t = w\pi(B)I_t^{(T)} + A_t \quad (3.10)$$

ve

$$e_t = wI_t^{(T)} + A_t \quad (3.11)$$

olarak yazılabilir.

$$x_t = \pi(B)\tau_t^T$$

$$x_t=0, \quad t < T$$

$$x_t=1, \quad t > T$$

En küçük kareler teorisinden modeldeki w etkisinin tahmin edicileri AO için

$$\pi(F) = 1 - \pi_1 F - \pi_2 F^2 - \dots - \pi_{n-T} F^{n-T}$$

olmak üzere

$$\hat{w}_A = \rho^2 \pi(F) e_t \quad (3.12)$$

şeklinde yazılır. Burada $\rho^2 = (1 + \pi_1^2 + \pi_2^2 + \dots + \pi_{n-T}^2)^{-1}$ ve F ileri öteleme operatörüdür. $\hat{w}_A$ tahmin edicisinin varyansı aşağıdaki gibidir.

$$\text{var}(\hat{w}_A) = \rho^2 \sigma_a^2 \quad (3.13)$$

IO için w 'nın en küçük kareler tahmin edicisi:

$$\hat{w}_I = e_t \quad (3.14)$$

ve $\hat{w}_I$ 'nin varyansı ise

$$\text{var}(\hat{w}_I) = \sigma_a^2 \quad (3.15)$$

şeklindedir.

Yani IO için tahmin edici hata terimidir, ve AO için tahmin edici ise hata terimlerinin doğrusal bir kombinasyonudur [Chang ve ark., 1988].

Bu tahmin ediciler kullanılarak aykırı değerlerin varlığı ile ilgili hipotez

$$H_0 : w = 0$$

şeklinde kurulur. Bu hipoteze karşılık AO için alternatif hipotez

$$H_1 : w \neq 0$$

için test istatistiği

$$\lambda_{AO,T} = \frac{\hat{w}_A}{\rho\sigma_a} \quad (3.16)$$

şeklinde tanımlanır ve $\lambda_{AO,T}$ normal dağılımlıdır.

H_0 hipotezine karşılık IO için alternatif hipotez

$H_2 : w \neq 0$ ve test istatistiği

$$\lambda_{IO,T} = \frac{\hat{w}_I}{\sigma_a} \quad (3.17)$$

şeklinde tanımlanır ve $\lambda_{IO,T}$ 'de normal dağılımlıdır.

Eğer hipotez aykırı değer IO olduğuna karşı AO olduğunu test ediyorsa hipotez aşağıdaki gibi kurulur.

$H_0 : IO$

$H_1 : AO$

Test istatistiği

$$\lambda_3 = \frac{\rho^{-2}\hat{w}_A^2 - \hat{w}_I^2}{2\sigma_a^2(1-\rho^2)^{1/2}} \quad (3.18)$$

şeklinde tanımlanır. H_0 hipotezi reddedilirse aykırı değer AO tipindedir. Aksi halde IO tipindedir [Chang ve ark., 1988].

3.3. ARMA Model Parametreleri Bilinmiyorsa

Uygulamada ARMA parametreleri ve σ_a^2 bilinmeyebilir. Bu durumda IO veya AO etkileri ile birlikte parametre tahmini olabilirlik fonksiyonunun maximizasyonu ile elde edilebilir. Bu tahminlere bağılı olabilirlik oranları

$$\lambda_3 = \frac{\rho^{-2} \hat{w}_A^2 - \hat{w}_I^2}{2\sigma_a^2 (1 - \rho^2)^{1/2}} \quad (3.19)$$

eşitliğinde ifade edildiği gibi hipotez testleri ile elde edilir ve pozisyonu bilinmeyen aykırı değerleri tespit eden yöntemle de aykırı değer tarama işlemi yapılır [Chang ve ark., 1988].

3.3.1. Ardışık yöntem

Bu yöntem ile dizide aykırı değer olup olmadığı, varsa hangi tip aykırı değer olduğu belirlenir, bu aykırı değer etkisi giderilir. Bu işlem tüm aykırı değerlerden kurtulana kadar devam eder.

Ardışık Yöntemin Adımları

1. Adım

Zaman dizisinde aykırı değer olmadığı varsayımı altında Z_t dizisinin parametreleri tahmin edilir. Bu tahminler kullanılarak oluşan modelle artıklar ve bu artıkların varyansı tahmini olarak

$$\hat{e}_t = \pi(B)z_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} z_t \quad (3.20)$$

ve

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2 \quad (3.21)$$

elde edilir.

2.Adım

$$\hat{w}_A = \rho^2 \pi(F) e_t \quad (3.22)$$

Ve

$$\hat{w}_I = e_t \quad (3.23)$$

olmak üzere

$$\lambda_{1,t} = \frac{\hat{w}_A}{\rho^2 \sigma_a} \quad (3.24)$$

Ve

$$\lambda_{2,t} = \frac{\hat{w}_I}{\sigma_a} \quad (3.25)$$

hesaplanır.

$$\eta_t = \max_t \max_i \left\{ \left| \hat{\lambda}_{i,T} \right| \right\} \quad (3.26)$$

belirlenir. Eğer $\eta_t = \lambda_{1,t} > C$ ise T noktasında bir AO olduğu anlaşılır. Bu etkiyi, aykırı değeri etkisini tahmin etmek için $\tilde{e}_t = \hat{e}_t - w_A \pi(B) \delta$ ($t > T$) işlemi yapılır. Eğer

$\eta_t = \lambda_{2,T} > C$ ise T noktasında bir IO olduğu anlaşılır ve IO'nun etkisini tahmin etmek için $\tilde{e}_t = \hat{e}_t - w_t$ işlemi yapılır.

Burada C kritik değeri yüksek duyarlılık için 3.0, orta duyarlılık için 3.5, düşük duyarlılık için 4.0 değerine eşittir. Eğer söz konusu noktalarda aykırı değer varsa bunların etkileri giderilerek değiştirilmiş hataların yeni varyansları hesaplanır.

3.Adım

Eğer 2. adımda aykırı değere rastlanmışsa aynı zaman dizisi parametreleri, değiştirilmiş hata terimlerine bağlı kalarak yeni hata terimleri ve varyanslar hesaplanır.

4.Adım

Aykırı değer kalmayıncaya kadar 2. ve 3. adımlar tekrar edilir [Chang ve ark., 1988].

Diğer aykırı değer tarama yöntemleri ile ardışık yöntemin performanslarını karşılaştırmak için Chang ve arkadaşlarının yaptığı simülasyon çalışması sonucunda tüm yöntemler içinde elde edilen parametrelere ilişkin standart sapma ve hata kareler ortalama değerleri Ardışık Yöntem ile en küçük olmuştur. Buda Ardışık Yöntemin diğer yöntemlerden daha etkin olduğunu ortaya koymaktadır [Chang ve ark., 1988].

3.4. Aykırı Değerler ve Kestirim

Zaman dizilerindeki en önemli kavramlardan biride bir rasgele değişkenin gelecek değerlerinin kestirilmesidir. Yani, elimizde bulunan bilgiler yardımıyla bir sonraki veya birkaç adım ileriki değerlerin öngörülmesi zaman dizilerinin en önemli alanlarındandır. Örneğin, elimizde geçmiş 10 yıla ait ihracat miktarları varsa, önümüzdeki yıl ne kadar ihracat yapılacağını önceden bilinmesi (kestirilmesi) ülkenin ekonomisine yön verecekler için önemli bir girdidir. Aynı şekilde ithalat,

bütçe açıkları, enflasyon gibi ekonomik değişkenler olabileceği gibi, hava tahmin raporları, nüfus artışları gibi örnekleri genişletmek mümkündür. Tabii, bunlar yapılırken kullanılan bilgi geçmiş zamanlardaki gözlem değerleridir (yani zaman dizisinin aldığı değerlerdir) ve bu gözlem değerleri kullanılarak gelecek değerleri için tahminde bulunulur. Gelecek değerler için yapılan bu tahmin kestirim olarak adlandırılır [Akdi, 2001].

Zaman dizilerinde aykırı değerlerin etkisini azaltmak için Martin aykırı değerler karşısında model parametrelerinin tahmini için sağlam bir prosedür geliştirdi. Bu yaklaşımda aykırı gözlemler tahmin sürecindeki bir ψ fonksiyonunun değişik türlerinden ağırlıklandırılır (down-weighted) bununla birlikte tüm aykırı değer türleri aynı şekilde davranır. Bu Chuang ve Abraham tarafından yapılan bir simülasyon çalışmasında belirtildiği gibi neden bazı sağlam metodların bazı durumlarda iyi performans, bazı durumlarda ise daha kötü performansı olduğunu açıklar. Bu yaklaşımın diğer bir dezavantajı da bireysel (individual) aykırı değerlerin niteliği ile ilgili hiç bilgi elde edilememiş olabilecektir. Bu kestirimlerde aykırı değerlerin etkisi dahil edilmediğinde mevcut kestirim doğruluğunun kaybına neden olabilir [Martin, 1980; Chuang ve Abraham, 1989].

Hillmer, ARIMA modelleri altında aykırı değerler karşısında kestirimlerin düzeltme (adjustment) ve kontrolünü (monitoring) çalışmıştır. Ledolter, ARIMA modellerinden kestirimlerde toplamsal aykırı değerlerin (AO) etkisini incelemiştir. Hillmer ve Ledolter'in ikisi de yaptıkları çalışmalarda kestirim aralıklarının AO'ya oldukça duyarlı olduğu sonucuna vardılar. Bununla birlikte nokta kestirimleri aykırı değerler kestirim orijini yakınında bulunmadıkça genellikle etkilenmediğini buldular. Genelde kestirimler aykırı değerlerden “nokta kestiriminde aykırı değer etkisi devam eder ve model parametrelerinin tahmininde yanlışlık” ile etkilenir [Chen ve Liu, 1993; Hillmer, 1984; Ledolter, 1989].

3.4.1. Bir aykırı değerin katsayıları bilinen ARIMA modellerindeki kestirimler üzerindeki etkileri

Bir aykırı değerin kestirimler üzerindeki etkisini daha iyi anlayabilmek için, ilk olarak $Y_t = Z_n + \omega L(B)I_t(t_1)$ modeli ve ARIMA model katsayılarının ve aykırı değer etkilerinin bilindiğini varsayacağız. İki bileşenin kestirimleri birleştirilerek $t=n$ başlangıç anında l-adım ileri minimum ortalama hata kareler (MMSE) kestirimi elde edilebilir.

$$Y_n(l) = Z_n(l) + \omega L(B)I_{n+l}(t_1) \quad (3.27)$$

Burada, $Z_n(l)$, n başlangıç zamanında Z_{n+l} 'in l-adım ileri MMSE kestirimidir. Genel olarak, bu kestirim,

$$Z_n(l) = \pi_1^{(l)} Z_n + \pi_2^{(l)} Z_{n-1} + \dots \quad (3.28)$$

burada, Z_t , Y_t gözlemlerine, model parametrelerine ve aykırı değer etkilerine dayalı olarak elde edilebilir. Yukarıdaki hesaplamalarda π -ağırlıkları aşağıdaki tekrarlanan formülden hesaplanabilir;

$$\pi_j^{(l)} = \pi_{j+l-1} + \sum_{h=1}^{l-1} \pi_h \pi_j^{(l-h)}, j = 1, 2, \dots \quad (3.29)$$

$\pi_j^{(l)} = \pi_j, \quad \phi(B)(1-B)^d Z_t = \theta(B)a_t \quad t=1, 2, \dots, n$ veya $\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Z_t = \theta(B)\theta(B^s)a_t \quad t=1, \dots, n$ eşitliklerinden elde edilen π -ağırlıklarıdır. Alternatif olarak, aşağıdaki denklem kullanılarak da $Z_n(l)$ hesaplanabilir;

$$Z_n(l) = \psi_l e_n + \psi_{l+1} e_{n-1} + \dots \quad (3.30)$$

Burada, Ψ_j 'ler $\phi(B)(1-B)^d Z_t = \theta(B)a_t \quad t=1,2,\dots,n$ veya $\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Z_t = \theta(B)\theta(B^s)a_t \quad t=1,\dots,n$ eşitliklerinden elde edilen w-ağırlıklıdır. Yukarıda belirtilen ideal durumda (ARIMA katsayıları ve aykırı değer etkileri bilinen) I-adım ileri kestirim hatası;

$$e_n(l) = Y_{n+l} - Y_n(l) = Z_{n+l} - Z_n(l) \quad (3.31)$$

şeklinde hesaplanır.

Uygulamada, aykırı değer varlığı veya tipi bilinmemektedir. Chen ve Liu tarafından geliştirilen yöntem kullanılarak aykırı değer bulunup, model parametre tahminleri elde edilebilir. Aykırı değere göre ayarlanmış dizilere artık, bozulmamış diziler olarak bakılabilir ve ARIMA modelle ilişkilendirilmiş her zamanki tekrarlanan formüle dayalı olarak kestirimler hesaplanabilir. Bu durumda, $t=n$ başlangıç zamanında l-adım ileri MMSE kestirimleri deneysel olarak tesbit edilmiş aykırı değere dayalı olarak elde edilebilir;

$$\hat{Y}_n(l) = \hat{Z}_n(l) + \hat{\omega}\hat{L}(B)I_{n+l}(\hat{t}_1) \quad (3.32)$$

burada $\hat{Z}_n(l)$, ayarlanmış gözlemlere dayalı l-adım-ileri MMSE kestirimidir ve $\hat{\omega}$, $\hat{L}(B)$ ve $\hat{t}_1$ sırasıyla tahmin edilmiş aykırı değer etkisi, tipi ve yeridir. Diğer bir deyişle, aykırı değer mevcut olduğu kestirimler, bozulmamış dizilerin (aykırı değer-ayarlanmış diziler) kestirimi ve aykırı değer etkisinin tahmini eklenerek elde edilebilir. $\hat{Z}_n(l)$ 'nin bozulmamış dizilerin (ayarlanmış diziler) kestirimini temsil ettiğini vurgulamak önem arz etmektedir. Genel olarak, bu bozulmamış diziler, tesbit edilen aykırı değer boyu, tipi ve yerine dayalı aykırı değer ayarlaması yoluyla elde edilirler. Deneysel olarak belirlenmiş aykırı değer tipi ve yeri, $L(B)$ ve t_1 , eğer aykırı değer yer ve tipi doğru olarak tesbit edilmişse $L(B)$ ve t_1 olarak aynıdır, aksi takdirde farklı olabilir. Böylece, kestirim hatası bu durumda;

$$\begin{aligned}\hat{e}_n(l) &= Y_{n+l} - \hat{Y}_n(l) \\ &= Z_{n+l} - \hat{Z}_n(l) + (\omega L(B)I_{n+l}(t_1) - \hat{\omega}\hat{L}(B)I_{n+l}(\hat{t}_1))\end{aligned}\quad (3.33)$$

şeklinde yazılabilir. Chen ve Liu'nin yaptığı çalışmada ele alındığı üzere, dizilerin ortasında oluşan aykırı değerler çoğunlukla doğru olarak tesbit edilebilirler. Bununla birlikte, dizilerin sonuna yakın oluşan aykırı değerleri yetersiz veri yüzünden tesbit etmek zordur. Özellikle, aykırı bir değer dizinin son periyodunda oluştuğunda, aykırı değer tipini belirlemek için kullanılan test istatistikleri Eş. 3.1. ile Eş. 3.5'deki dört tip aykırı değer için aynıdır ve bu durumda aykırı değer tipi deneysel olarak belirlenemez. Bu nedenle, kestirimcilerin, kestirim başlangıcındaki aykırı değerlerin özelliğine göre yargısal bir karar vermesi gerekmektedir. Diğer durumlarda, bir aykırı değer, kestirim başlangıcının bir veya iki dönem öncesinde oluşur. Bu durumda, bir aykırı değer tesbit yöntemi, aykırı değer tipini doğru bir şekilde tanımlayamayabilir [Chen ve Liu, 1993].

3.4.2. Kestirim başlangıcı veya başlangıç yakınında bir aykırı değer oluştuğu durumda kestirim hataları

Kestirim başlangıcı bir aykırı değer olarak tanımlanmış

ARIMA modellerinin katsayılarının bilindiğini varsayalım, $Y_t = Z_t + \omega L(B)I_t(t_1)$ denkleminde tanımlanan aykırı değer etkisi filtre edilmiş $\hat{u}_t$ dizilerine dayanarak hesaplanabilir;

$$\hat{u}_t = \pi(B)Y_t \quad (3.34)$$

burada, $\pi(B)$, $\phi(B)(1-B)^d Z_t = \theta(B)a_t, t = 1, 2, \dots, n$ ve

$\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D Z_t = \theta(B)\theta(B^s)a_t, t = 1, 2, \dots, n$ modellere dayanarak elde edilmiş π polinomudur [Box ve Jenkins, 1976]. $t=n$ kestirim başlangıcında, aykırı değer etkisinin (tüm aykırı değer tipleri için) tahmini ve test istatistikleri;

$$\hat{\omega} = \hat{u}_n \quad (3.35)$$

ve

$$\hat{T} = \hat{\omega} / \hat{\sigma}_a \quad (3.36)$$

olup, burada $\hat{\sigma}_a$, σ_a 'nın sağlam (robust) tahminidir. Bu durumda, $t=n$ 'deki gözlemi bir aykırı değer olarak test edebilmek bile, aykırı değerin tipini belirlemek için yargısal bir karar vermek gereklidir. Aykırı değer tipi seçimine bağlı olarak, Eş. 3.32'ye dayanarak $\hat{Y}_n(l)$ l-adım-ileri tahmini aşağıdaki şekilde hesaplanabilir;

(1) Aykırı değer yok	$\hat{Y}_n(l)_{NO} = \hat{Z}_n(l)_{NO}$	(3.37)
(2) IO	$\hat{Y}_n(l)_{IO} = \hat{Z}_n(l)_{IO} + \hat{\omega}\psi l$	
(3)AO	$\hat{Y}_n(l)_{AO} = \hat{Z}_n(l)_{AO}$	
(4)TC	$\hat{Y}_n(l)_{TC} = \hat{Z}_n(l)_{TC} + \hat{\omega}\delta^l$	
(5)LS	$\hat{Y}_n(l)_{LS} = \hat{Z}_n(l)_{LS} + \hat{\omega}$	

$\hat{Z}_n(l)_{NO}$ gösterimi herhangi bir aykırı değer ayarlaması yapılmamış Y_{n+l} 'in l-adım-ileri MMSE kestirimini temsil eder. $\hat{Z}_n(l)_{TP}$ bir aykırı değer mevcutsa, ayarlanmış gözlemlere dayalı Z_{n+l} 'in l-adım-ileri MMSE kestirimidir. Kestirim başlangıcında bir aykırı değer meydana gelmesi durumunda, herhangi bir aykırı tip için tahmini aykırı değer etkisi ($\hat{\omega}$) ile aynıdır ve etkisi sadece $t=n$ 'de gözlenebilir. Bu nedenle, böyle bir durumda aykırı değer tipi için yargısal bir karar, yalnızca sonraki gözlemlerin aykırı değer etkilerinin tahminlerini etkiler ve kestirim başlangıcındaki ayarlanmış gözlem üzerinde herhangi bir etkisi yoktur.

Eş. 3.37'nin sonuçları, aykırı değer hesaplanmış kestirimlerin bozulmamış dizilerin kestirimleri ve sonraki gözlemlerin aykırı değer etkileri toplamalarını içerir. Önceki bileşen, dizilerin homojen davranışını temsil eder ve sonraki aykırı değerin ileriki gözlemler üzerindeki etkisini gösterir. Kestirim başlangıcı bir aykırı değer olarak

tesbit edildiğinde, tipik aykırı değer bulma yöntemleri ilk bileşen için bir tahmin sağlayabilir fakat, ikinci için tam bir bilgi sağlaması zordur. Aykırı değer ayarlamalarının kestirimler üzerindeki etkisini daha iyi anlayabilmek için, herhangi bir aykırı değer ayarlaması olmayan tipik kestirimlere nispeten aykırı değer-ayarlı l-adım-ileri $\hat{Y}_n(l)$ kestirimini;

$$\begin{aligned}
 (1) \text{Aykırı değer yok} \quad & \hat{Y}_n(l)_{NO} = \hat{Z}_n(l)_{NO} \\
 (2) \text{IO} \quad & \hat{Y}_n(l)_{IO} = \hat{Y}_n(l)_{NO} \\
 (3) \text{AO} \quad & \hat{Y}_n(l)_{AO} = \hat{Y}_n(l)_{NO} - \hat{\omega}\psi l \\
 (4) \text{TC} \quad & \hat{Y}_n(l)_{TC} = \hat{Y}_n(l)_{NO} + \hat{\omega}(\delta' - \psi l) \\
 (5) \text{LS} \quad & \hat{Y}_{n(l)_{LS}} = \hat{Y}_n(l)_{NO} + \hat{\omega}(1 - \psi l)
 \end{aligned} \tag{3.38}$$

şeklinde ifade edebiliriz. Yukarıdaki ifade Eş. 3.29, Eş. 3.30 ve Eş. 3.35'deki denklemler kullanılarak kolaylıkla elde edilebilir.

Eş. 3.38'in sonuçları aykırı değer ayarlamalı kestirimler arasındaki farklılıkları göstermektedir. IO durumunda l-adım-ileri kestiriminin, herhangi bir aykırı değer ayarlaması kullanılmamışsa kestirime özdeş olduğunu belirtmekte yarar vardır. Bu bulgu, Ledolter tarafından elde edilenlerle uygunluk göstermekte ve ARIMA kestirimlerinin uyarlanabilir özelliğini göstermek için alternatif bir yoldur. Bir aykırı değer, Ψ -ağırlıklarının gidişatını izleyen bir etki üretiyorsa, daha doğru bir kestirim elde etmek için aykırı değer için herhangi bir ayarlama yapmaya gerek yoktur. Bu geleneksel ARIMA modellerin, zaman dizileri aykırı değerlere ve müdahalelere maruz kalsa bile kestirim konusunda yine de iyi sonuçlar elde edilmesini sağladığının bir göstergesidir [Chen ve Liu, 1993; Ledolter 1989].

Kestirim hatalarının istatistiksel özelliklerini elde etmek için, bozulmamış dizilerin kestirimini Eş. 3.28 no'lu eşitlikte tanımlanan işlemin kestirimi ile ilgili olarak ifade etmemiz gerekir. Ayarlanmış diziler, bulunan aykırı değerler $Y_t = Z_n + \omega L(B)I_t(t_1)$

denklem içine koyularak elde edilebilir. Bu, $Z_n(l)$ 'nın Eş. 3.1'de tanımlanan model akılda tutularak aşağıdaki şekilde gösterilebilir;

$$\hat{Z}_n(l)_{TP} = \begin{cases} Z_n(l) + \psi_l(\omega - \hat{\omega}) \\ Z_n(l) - \psi_l\hat{\omega} \end{cases} \quad (3.39)$$

TP=AO, TC, IO, LS ve

$$\hat{Z}_n(l)_{NO} = \begin{cases} Z_n(l) + \psi_l\omega \\ Z_n(l) \end{cases} \quad (3.40)$$

$Y_t = Z_n + \omega L(B)I_t(t_1)$, Eş. 3.36 ve Eş. 3.40'a dayanarak, Eş. 3.31'de tanımlanan $e_n(l)$ ve aykırı değer etkisi bakımından aykırı değer tipi özelliğine bağlı olarak kestirim hatalarını belirleyebiliriz.

Çizelge 3.1'de çapraz ifadeler, aykırı değer tipi doğru belirlendiği zamanki kestirim hatalarını gösterirken, diagonal olmayan değerler, aykırı değer tipi yanlış belirlendiği zamanki kestirim hatalarını gösterir. Özellikle ilk satırda, kestirimlerin aykırı değer ayarlaması yapılmaksızın yapıldığı kestirim hataları verilmiştir. Bu şekilde kestirim başlangıcındaki tesbit edilmemiş aykırı değerden kaynaklanan sapma gözükür. LS aykırı değeri haricinde, ana etki kısa vadeli kestirim üzerinedir. Yanlış belirlenmiş aykırı değer tipi ile ilgili etki ise, Ψ_l 'nin gidişatı ve gerçek aykırı değer tipine bağlıdır. Aşağıdaki denklemi kullanarak, Çizelge 3.1'de gösterilenlere uygun olarak kestirim ortalama hata kareleri (MSE) kolaylıkla elde edilebilir.

$$\hat{\omega} = \begin{cases} \omega + a_n, t = nde bir aykırı değer var ken \\ a_n, t = nde bir aykırı değeryokken \end{cases} \quad (3.41)$$

Çizelge 3.1 ilk satırında aykırı değer bulma ve ayarlamasının kullanılmadığı çeşitli aykırı değer etkileri gösterilmiştir. IO haricinde, eğer aykırı değer dizilerin sonunda meydana gelirse kestirimlerin ortalama hata karelerinin (MSE) arttığı gözlenmiştir.

Çizelge 3.2 satır satır incelendiğinde, doğru aykırı değer saptamasının en az MSE ürettiği kolayca görülebilir. Verilmiş bir satır için, MSE'lerin, satırın en küçük MSE'sine oranı doğru aykırı değer tipi kullanma konusundaki yargısal karar hatasından kaynaklanan randıman kaybı bilgisini verir. Çizelge 3.12 sütunlar, beş farklı koşulda kestirimlerin MSE'sini listeler.

Çizelge 3.1. Kestirim orijininde bir aykırı değer bulunduğunda kestirim hataları

Kestirim	Gerçek aykırı değer tipi			
	No	IO	AO	TC
No	$e_n(l)$	$e_n(l)$	$e_n(l) - w\psi_l$	$e_n(l) - w(\psi - \delta^l)$
IO	$e_n(l)$	$e_n(l)$	$e_n(l) - w\psi_l$	$e_n(l) - w(\psi - \delta^l)$
AO	$e_n(l) + \omega\psi_l$	$e_n(l) + \omega\psi_l$	$e_n(l) + (\omega - w)\psi_l$	$e_n(l) + (\omega - w)\psi_l + w\delta^l$
TC	$e_n(l) + \omega(\psi - \delta^l)$	$e_n(l) + \omega(\psi - \delta^l)$	$e_n(l) + (\omega - w)\psi_l - \omega\delta^l$	$e_n(l) + (\omega - w)(\psi - \delta^l)$
LS	$e_n(l) + \omega(\psi - 1)$	$e_n(l) + \omega(\psi - 1)$	$e_n(l) + (\omega - w)\psi_l - \omega$	$e_n(l) + (\omega - w)(\psi_l - 1)$

Çizelge 3.2. Kestirim orijininde bir aykırı değer bulunduğunda kestirim MSE'leri

Kestirim	Gerçek aykırı değer tipi			
	No	IO	AO	TC
No	$\sigma_e^2(l)$	$\sigma_e^2(l)$	$\sigma_e^2(l) + \psi_l^2 w^2$	$\sigma_e^2(l) + (\psi_l - \delta^l)^2 w^2$
IO	$\sigma_e^2(l)$	$\sigma_e^2(l)$	$\sigma_e^2(l) + \psi_l^2 w^2$	$\sigma_e^2(l) + (\psi_l - \delta^l)^2 w^2$
AO	$\sigma_e^2(l) + \psi_l^2 \sigma_a^2$	$\sigma_e^2(l) + \psi_l^2 (\sigma_a^2 + w^2)$	$\sigma_e^2(l) + \psi_l^2 \sigma_a^2$	$\sigma_e^2(l) + \psi_l^2 \sigma_a^2 + w^2$
TC	$\sigma_e^2(l) + (\psi_l - \delta^l)^2 \sigma_a^2$	$\sigma_e^2(l) + (\psi_l - \delta^l)^2 (\sigma_a^2 + w^2)$	$\sigma_e^2(l) + (\psi_l - \delta^l)^2 \sigma_a^2$	$\sigma_e^2(l) + (\psi_l - \delta^l)^2 \sigma_a^2 + w^2 (1 - \delta^l)^2$
LS	$\sigma_e^2(l) + (\psi_l - 1)^2 \sigma_a^2$	$\sigma_e^2(l) + (\psi_l - 1)^2 (\sigma_a^2 + w^2)$	$\sigma_e^2(l) + (\psi_l - 1)^2 \sigma_a^2 + w^2$	$\sigma_e^2(l) + (\psi_l - 1)^2 \sigma_a^2$

IO durumunda ve aykırı değer olmadığına, AO, TC veya LS yanlış belirlenmesi mevcutsa, MSE artar. IO, aykırı değer olmadığı şeklinde yanlış belirlenmiş veya gözlem hatalı bir şekilde IO olarak gözlenmişse, bir MSE kaybı söz konusu değildir. Bu durum belki de kestirim kapsamında IO tesbitine gerek olmadığı tartışmasına temel teşkil edebilir [Ledolter, 1989]. Bununla birlikte, bir IO, AO, TC veya LS olarak yanlış tanımlanmışsa, MSE etkinliği konusunda bir kayıp olacağına dair güçlü bir önerme olmayabilir [Chen ve Liu, 1993].

Genel olarak, yanlış tesbit edilmiş bir aykırı değer tipinden kaynaklanan MSE kaybı, işlem Ψ -ağırlıklarına, aykırı değer etkisi boyutu ω 'ya ve aykırı değer tiplerine bağlıdır. Bir AO, TC veya LS, IO olarak veya aykırı değer değil şeklinde yanlış belirlenmiş, veyahutta, bir AO bir TC veya LS olarak yanlış belirlenmişse $\omega\omega > \sigma_a$ ise kestirimlerin MSE'si her zaman tesbitin doğru olduğu zamankinden daha büyük olacaktır. TC veya LS, bir AO, TC veya LS olarak yanlış tesbit edilmiş ise denklem aşağıdaki gibi ise MSE artar;

$$|w| > \sigma_a \sqrt{\frac{2(1-\psi_1)}{1-\delta^1}} + 1$$

[Chen ve Liu, 1993].

3.4.3. Aykırı değer kestirim başlangıcından k periyot önce oluşması

Aykırı değer kestirim başlangıcı n'den k periyot önce oluştuğunda, Y_t gözlemi aşağıdaki şekilde ifade edilebilir;

$$Y_{n-i} = \begin{cases} Z_{n-i} & i > k \\ Z_{n-i} + \omega L(B)I_{n-i}(n-k) & i \leq k \end{cases} \quad (3.42)$$

Y_t dizilerinin bilinen parametrelerle filtrelenmesi ile elde edilen fark aşağıdaki şekilde ifade edilebilir;

$$\hat{u}_{n-i} = \begin{cases} a_{n-i} & i > k \\ a_{n-i} + \omega\pi(B)L(B)I_{n-i}(n-k) & 0 \leq i \leq k \end{cases} \quad (3.43)$$

Yanlış tesbit edilmiş aykırı değer, doğru yer bulma fakat yanlış tip belirlemesi veya doğru tip belirlemesi, fakat yanlış yer bulmadan, veyahutta her ikisinin de (yer ve tip) yanlış olmasından kaynaklanabilir. Chen ve Liu yanlış belirlenmiş aykırı değerlerin kestirim üzerindeki etkileri araştırmasında, yalnızca aykırı değer yerinin doğru tesbit edildiği fakat aykırı değer tipinin yanlış tesbit edildiği durumu ele almışlardır [Chen ve Liu, 1993].

Aykırı değer kestirim başlangıcı n 'den k periyodu önce oluştuğunda, farklı aykırı değer tipleri için tahminler;

$$\begin{aligned} \hat{\omega}_{IO} &= \hat{u}_{n-k}, \\ \hat{\omega}_{AO} &= (\hat{u}_{n-k} - \pi_1 \hat{u}_{n-k+1} - \dots - \pi_k \hat{u}_n) / SS(\pi)_{AO}, \\ \hat{\omega}_{TC} &= \{\hat{u}_{n-k} + (\delta - \pi_1) \hat{u}_{n-k+1} + \dots \\ &+ (\delta^k - \delta^{k-1} \pi_1 - \dots - \pi_k) \hat{u}_n\} / SS(\pi)_{TC}, \\ \hat{\omega}_{LS} &= \{\hat{u}_{n-k} + (1 - \pi_1) \hat{u}_{n-k+1} + \dots + (1 - \pi_1 - \dots - \pi_k) \hat{u}_n\} / SS(\pi)_{LS}, \\ \hat{T}_{IO} &= \hat{\omega}_{IO} / \hat{\sigma}_a \\ \hat{T}_{AO} &= \hat{\omega}_{AO} / (\hat{\sigma}_a / SS(\pi)_{AO}) \\ \hat{T}_{TC} &= \hat{\omega}_{TC} / (\hat{\sigma}_a / SS(\pi)_{TC}) \\ \hat{T}_{LS} &= \hat{\omega}_{LS} / (\hat{\sigma}_a / SS(\pi)_{LS}) \end{aligned} \quad (3.44)$$

şeklindedir.

Eş. 3.42 kullanılarak, aykırı değer tipi TP'ye göre ayarlanmış gözlemler aşağıdaki şekilde ifade edilebilir;

$$\hat{Z}_{n-i} = \begin{cases} Y_{n-i} & i > k \\ Y_{n-i} - \hat{\omega}_{TP} \hat{L}(B)I_{n-i}(n-k) & i \leq k \end{cases} \quad (3.45)$$

$$= \begin{cases} Z_{n-i} & i > k \\ Z_{n-i} + \omega L(B)I_{n-i}(n-k) - \hat{\omega}_{TP}\hat{L}(B)I_{n-i}(n-k) & i \leq k \end{cases}$$

Yukarıdaki sonuç ve Eş. 3.27 kullanılarak, aykırı değer tipi TP'nin ayarlanmış dizilerinin I-adım ileri kestirimi aşağıdaki şekilde ifade edilebilir;

$$\hat{Z}_n(l)_{TP} = Z_n(l) + \sum_{i=0}^K \pi_{i+1}^{(l)} [\omega L(B)I_{n-i}(n-k) - \hat{\omega}_{TP}\hat{L}(B)I_{n-i}(n-k)] \quad (3.46)$$

Burada $Z_n(l)$, $\{Z_t\}$ sürecinin I-adım ileri MMSE kestirimidir. Eş. 3.32'de olduğu gibi, $\hat{Y}_n(l)_{TP}$ 'yi aşağıdaki şekilde ifade edebiliriz;

$$\hat{Y}_n(l)_{TP} = \hat{Z}_n(l)_{TP} + \hat{\omega}_{TP}\hat{L}(B)I_{n+l}(n-k) \quad (3.47)$$

Böylece Eş. 3.33'de tanımlanan kestirim hatası aşağıdaki şekilde tekrar yazılabilir;

$$\begin{aligned} \hat{e}_n(l) &= Y_{n+l} - \hat{Y}_n(l)_{TP} \\ &= \{Z_{n+l} - Z_n(l)\} \\ &\quad - \left\{ \sum_{i=0}^K \pi_{i+1}^{(l)} (\omega L(B)I_{n-i}(n-k) - \hat{\omega}_{TP}\hat{L}(B)I_{n-i}(n-k)) \right\} \\ &\quad + \left\{ \omega L(B)I_{n+l}(n-k) - \omega_{TP}\hat{L}(B)I_{n+l}(n-k) \right\} \end{aligned} \quad (3.48)$$

Yukarıdaki ifade de yer alan üç bileşen (herbir parantez çifti içindeki) sırasıyla; zaman dizisi işlemiyle ilgili kestirim hatalarının gerçek belirsizliğini, gözlemlerdeki aykırı değer ayarlamasındaki örnekleme hatalarını ve aykırı değer tahminleriyle ilgili hatayı temsil eder. Eş. 3.43'deki $\hat{u}_{t-i}$ Eş. 3.44 ve Eş. 3.48 ile yer değiştirilirse, tesbit edilmiş aykırı değer fonksiyonu ve kestirim hatalarının MSE'sini tesbit edilebilir [Chen ve Liu, 1993].

Kestirim başlangıcında veya yakınında oluşan bir aykırı değerın etkisi açıkça görülüyor. Chen ve Liu; bir aykırı değerın varlığı ihmalinden veya yanlış aykırı

değer tipi tesbitinden kaynaklanan potansiyel randıman/verim kaybı gözlemlendiğini, ayrıca kestirim başlangıcında meydana gelmişse, aykırı değer tipini belirlemek için yargısal bir karar vermek gerektiğini belirtmişlerdir. Aykırı değer, kestirim başlangıcından birkaç periyot önce oluştuğunda, sınırlı mevcut bilgiden dolayı alışılmış aykırı değer tesbitinin çok fazla etkili olmadığı sonucuna varılmıştır. Zaman dizilerin sonunda veya sonuna yakın aykırı değer tipini yanlış tesbit olasılığını azaltmak için, aykırı değer tipi seçimini uygun bir alt küme ile sınırlamakta yarar vardır [Chen ve Liu, 1993].

3.5. Kestirim Başlangıcı veya Yakınında Aykırı Değer Tesbiti

Model parametrelerinin tahminleri, model parametreleri ve aykırı değer etkilerinin müşterek tahmininde aykırı değer tesbiti için kritik değer seçiminden etkilenebilir. Kritik değer çok büyükse, aykırı değer tesbit gücü düşük olacaktır. Çok aşırı büyük bir kritik değer kullanıldığı durumda ise, bir aykırı değer tesbiti gerçekleşmez. Aykırı değer tesbiti için daha küçük bir kritik değer kullanılmışsa, aykırı değer tesbit gücü artar. Bununla birlikte, 1. Tip hata şansı (sahte aykırı değer tesbiti) da artar. Sonuç olarak müşterek tahmin yöntemine dayalı model parametrelerinin tahmini, sahte aykırı değerlerin fazla ayarı sonucunda sapabilir. Kestirim için, model parametrelerinin doğru tahminini elde etmeli ve kestirim periyodu esnasında yüksek aykırı değer tesbit gücüne sahip olmak tercih edilir. Chen ve Liu bu iki amacı başarmak için iki adımlı bir strateji önermiştir. Bunlar model tahmini için, müşterek tahmin yönteminde mutedil/ölçülü bir kritik değer kullanmak ve kestirim için, tahmin edilen modeli kullanıp fakat kestirim esnasında aykırı değer tesbiti için daha küçük bir kritik değer kullanmak.

3.5.1. Aykırı değer tesbit gücü ve etkisi

Chen ve Liu'nun yaptığı simülasyon çalışması sonucunda Seviye Kayması (LS) durumu haricinde, söz konusu modellerde tesbit gücü fazlaca etkilenmez. Beklenildiği gibi, daha küçük aykırı değer ($\omega=3$) durumları için tesbit gücü daha büyük aykırı değerlerden ($\omega=4$) daha düşüktür. Aykırı değer yerleriyle ilgili olarak,

aykırı değer dizilerin ortasında veya sona yakın meydana geldiğinde incelenen değerlere dayalı olarak fazlaca bir fark görülmez.

Bununla birlikte, bu aynı sonucun tüm modeller için doğru olacağı anlamına gelmez. Daha karmaşık modeller için, şayet aykırı değer dizilerin sonuna yakın meydana gelirse aykırı değer tesbit gücünün azalması beklenir. Aykırı değer dizilerin sonunda meydana gelmesi durumunda önemli bir güç kaybı meydana gelmiştir. Bu, küçük aykırı değer etkisi olduğu durumda ($\omega=3$) büyük aykırı değer etkisinden ($\omega=4$) daha çok olacaktır. Buradan “önerilen yöntem, aykırı değer dizilerin sonuna yakın veya sonunda olsa bile, makul büyüklükte aykırı değerler için ($\omega=4$) oldukça etkilidir” ve “daha küçük boyutlarda aykırı değerleri ($\omega \leq 3$) tesbit etmek için, özellikle de aykırı değer dizilerin sonunda ise, daha küçük kritik değere ihtiyaç duyulabilir” teknik sonuçları elde edilmiştir. Pratikte, sadece en az $2\sigma_a$ ’dan büyük aykırı değerlerle ilgilenebiliriz. Bu fikirler ışığında, kestirim başlangıcı yakınında aykırı değer tesbiti için daha küçük bir kritik değer (2.0-2.5 arası diyebiliriz) arzu edilir [Chen ve Liu, 1993].

Yapılan simülasyon çalışmasına göre Seviye kayması (LS) durumunda, alışılmamış iki durum gözlenir; MA(1) durumunda tesbit gücü daha düşüktür ve dizilerin ortasında aykırı değer tesbit gücü, dizilerin sonuna yakın aykırı değerlerinkinden daha düşüktür. MA(1) durumunda tesbit gücünün daha düşük olması büyük ölçüde, etkileri ayarlanmadığı zaman, parametre tahminlerindeki seviye kaymasından kaynaklanmaktadır. Diğer durumda ise, tesbit edilmiş sonuçların daha dikkatlice incelenmesi ile dizilerin ortasında meydana geldiğinde, bir zaman periyotluk seviye kayması elde etmek ihtimali gözlenecektir. Bir zaman periyodu kaçırmış, tesbit edilmiş aykırı değerleri ekleyerek, bir seviye kayması tesbit gücünün dizi ortasında meydana gelirse dizi sonundan daha yüksek tesbit gücü olacağı sonucu bulunmuştur [Chen ve Liu, 1993].

3.5.2. Aykırı değer tipinin yanlış tanımlanması ve etkisi

Kestirimde aykırı değer ayarlamasından tam anlamıyla yararlanabilmek için, aykırı değerlerin yerini ve tipini, her ikisini birden doğru olarak tanımlanması gerekmektedir. Chen ve Liu tarafından yapılan simülasyon çalışması sonucunda genel olarak aşağıdaki gözlemler elde edilmiştir;

- (1) Kritik değer düşükse, yanlış tip tanımlanma olasılığı daha büyüktür;
- (2) Aykırı değer dizilerin sonuna yakın meydana geldiğinde yanlış tanımlanma olasılığı artar;
- (3) IO, TC veya LS'ye mukayesen AO'nun yanlış tanımlanma olasılığı daha düşüktür;
- (4) Bir AO yanlış tanımlanırsa, tipik olarak IO şeklinde sınıflandırılır (modele bağlı olarak, yanlış tanımlama %10'dan %20'ye kadar değişir)
- (5) Aykırı değer dizilerin ortasında meydana gelmişse LS'nin yanlış tanımlanma olasılığı düşüktür. Aykırı değer şayet dizilerin sonuna yakın meydana gelirse büyük olasılıkla IO veya TC olarak yanlış tanımlanırlar;
- (6) TC ve IO özellikle AR(1) ve IMA(1,1) modelleri için açık bir biçimde ayırt edilemezler;
- (7) Tesbit gücü kritik değer azalan bir fonksiyonu iken, aykırı değer etkisi boyutunun artan bir fonksiyonudur [Chen ve Liu, 1993].

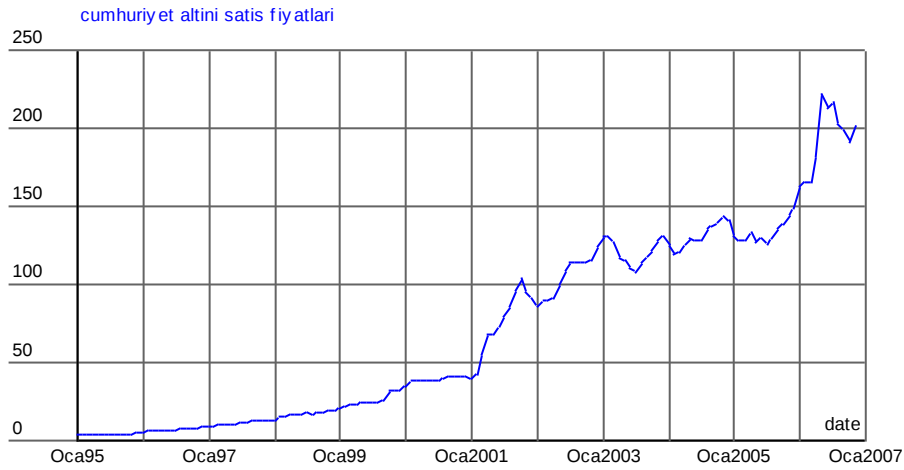
Bu teknik sonuçlar, kestirimde aykırı değer ayarlamasının potansiyel bazı kısıtlamaları yanında yararlılığını da göstermektedir. Ayrıca, aykırı değerli zaman dizilerinin tesbit stratejileri için de bilgi verir. Kritik değer azaldığı zaman, aykırı değer tip tanımlama olasılığı arttığından, özellikle aykırı değerler dizilerin sonuna

yakın oluřurlarsa bu durum daha avantajlıdır. AO için kestirim verim kazancı daha çok olduėundan ve de AO'nun yanlış tanımlanma olasılığı daha düşük olduėundan her zaman AO düşünülmesi tavsiye olunur. IO'nun tipik ARIMA yeniliklerine benzer şekilde uyan, uyum saėlayan bir doğası vardır. TC ve LS aykırı deėerlerinin, zaman dizileri sonuna yakın oluřması durumunda tip ve etki tesbitinin doğru olamayabilmesinden dolayı, kestirim işlemlerinde kullanılması pek tavsiye edilmez. Bununla birlikte bu aykırı deėer tipleri için kuvvetli deliller mevcutsa, tabiki kestirim işlemine dahil edilebilirler. Bu bulgu hükümle birlikte kestirim yapmak gerekliliėini doğrulamaktadır [Chen ve Liu, 1993].

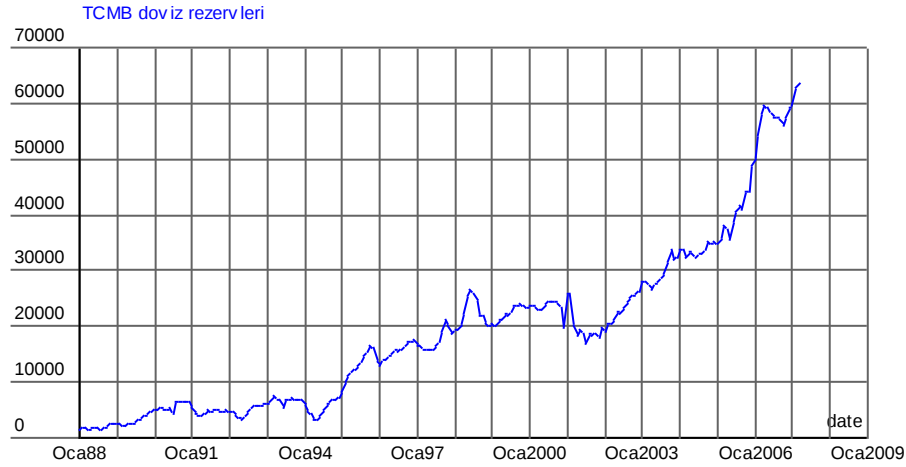
4. VERİ VE ANALİZ

4.1. Veri

Uygulama aşamasında farklı veri setleri için aykırı değer taraması yapıp bu aykırı değerlerin tipi, yeri ve boyutunun modelin ileri yönelik kestirimleri üzerindeki etkileri incelenecektir. Bu amaçla kullanılacak olan veriler TÜİK kaynaklı Merkez Bankası Ocak 1995-Aralık 2006 tarihleri arasındaki ortalama aylık cumhuriyet altını satış fiyatları verileri ve Ocak 1988- Nisan 2007 tarihleri arasındaki Merkez Bankası döviz rezervlerinden oluşan verilerdir. Şekil 4.1’de ortalama aylık cumhuriyet altını satış fiyatlarına ait zaman dizisi grafiği ve Şekil 4.2’de ise TCMB döviz rezervleri verilerine ait zaman dizisi grafiği verilmiştir.



Şekil 4.1. Ortalama aylık cumhuriyet altını satış fiyatları için zaman dizisi grafiği



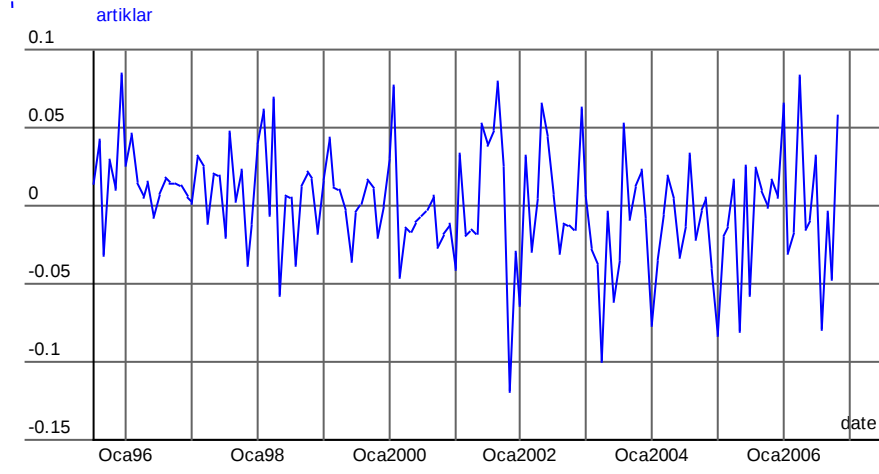
Şekil 4.2. TCMB Döviz rezervleri zaman dizisi grafiği

Kullanılan bu veri setleri için Demetra paket programı kullanılarak modeller kurulup kurulan modellere göre aykırı değer taramaları yapılmıştır. Aykırı değer taraması yapıp, kestirim değerleri üzerinde aykırı değerlerin etkileri incelenmiştir.

Chen ve Liu'nun ve Ledolter'in yaptığı çalışmaların sonucuna göre bir IO tipi aykırı değer bulunması durumunda 1-adım-ileri kestiriminin, herhangi bir aykırı değer ayarlaması kullanılmamışsa kestirime özdeş olduğundan ve IO, aykırı değer olmadığı şeklinde yanlış belirlenmiş veya gözlem hatalı bir şekilde IO olarak gözlenmişse, bir MSE kaybı söz konusu olmadığından bu uygulamada IO tipi aykırı değerlerle çalışılmamıştır [Chen ve Liu, 1993; Ledolter 1989].

4.2. Analiz

Ocak 1995 Aralık 2006 tarihleri arasındaki aylık ortalama Cumhuriyet Altını Satış Fiyatları (CASF) kullanılarak yapılan analizler için Demetra programı kullanılmıştır. Model kurulmadan önce programda veriler üzerinde logaritma dönüşümü uygulanmıştır. Program çalıştırıldığında elde edilen sonuçlar Çizelge 4.1, Çizelge 4.2 ve Çizelge 4.3'de verilmiştir. Çizelge 4.3'de belirtilen veriler için grafikler çizdirilmiştir.



Şekil 4.3. Aylık ortalama cumhuriyet altını satış fiyatları için hesaplanan artıkların grafiği

Çizelge 4.1. Aylık ortalama cumhuriyet altını satış fiyatları için model tahmini ve aykırı değer taraması

Gözlem sayısı	Oca1995 - Ara2006 (144)
DÜZELTME ÖNCESİ	
Dönüşüm	Logaritma
Aykırı değer düzeltilmesi	AO,LS,TC; 4 Aykırı değer
C (Kritik değer)	3.235
LS Eki1999 λ değeri	5.31 [-3.235, 3.235] kritik değer
TC May2006 λ değeri	5.17 [-3.235, 3.235] kritik değer
LS Mar2001 λ değeri	6.49 [-3.235, 3.235] kritik değer
LS Nis2001 λ değeri	5.40 [-3.235, 3.235] kritik değer
Belirlenen ARIMA modeli	(0 1 1)(0 0 0)
MA(1) parametresi θ_1	0.3211
θ_1 için t değeri	4.05 [-1.972, 1.972] 5%
Tahmin Yöntemi	Kesin En Çok Olabilirlik
ANALİZ	
ARIMA Analizi	Kesin
Mevsimsellik	Mevsimsel olmayan model kullanıldı

Çizelge 4.2. Artıklar için Box Pierce istatistikleri

ARTIKLAR İÇİN İSTATİSTİKLER	
Ljung-Box (Artıklar üzerinden)	26.39 [0, 35.20] 5%
Box-Pierce (Artıklar üzerinden)	1.51 [0, 5.99] 5%
Ljung-Box (Artık Kareleri üzerinden)	28.78 [0, 35.20] 5%
Box-Pierce (Artık Kareleri üzerinden)	0.33 [0, 5.99] 5%
ARTIKLARIN TANIMLAMALARI	
Normallik	4.16 [0, 5.99] 5%
Çarpıklık	-0.30 [-0.41, 0.41] 5%
Basıklık	3.61 [2.18, 3.82] 5%
AYKIRI DEĞERLER	
Aykırı değerlerin yüzdesi	2.78% [0%, 5.0%]

Çizelge 4.1 ve Çizelge 4.2 incelendiğinde model tahmini için öncelikle veriler üzerinde logaritma dönüşümü uygulanmış ve Kesin En Çok Olabilirlik yöntemi ile mevsimsel olmayan ARIMA(0,1,1)(0,0,0), kısaca IMA(1,1) modeli tahmin edilmiştir. $t=4,05$ değerine bakıldığında modelin parametresinin anlamlı olduğu açıkça görülüyor. Elde edilen modelle yapılan aykırı değer taraması sonucunda Ekim 1999, Mart 2001 ve Nisan 2001 gözlemleri LS tipi aykırı değer ve Mayıs 2006 anındaki gözlem değeri de TC tipi bir aykırı değer olarak belirlenmiştir. Bu gözlem değerleri için hesaplanan $\lambda_{i,t}$ değerleri program tarafından otomatik olarak belirlenen $C=3,235$ kritik değerinden büyük olduğundan aykırı değer olarak belirlenmiştir ve bu gözlem değerleri düzeltilmiştir. Çizelge 4.2 incelenirse artıklar içinde %2,78 aykırı değerlerin etkisi olduğu görülüyor.

Çizelge 4.3. Cumhuriyet altını satış fiyatları için gözlemler, kestirim değerleri, artıklar ve aykırı değerlerin kestirim etkileri

T	Cumhuriyet altını satış fiyatları	kestirim değerleri	artıklar	TC kestirim etkisi	LS kestirim etkisi
Oca.95	3,325	3,333754	-99999	1	1
Şub.95	3,385	3,406262	-99999	1	1
Mar.95	3,514	3,524577	-99999	1	1
Nis.95	3,625	3,629698	-99999	1	1
May.95	3,6525	3,668025	-99999	1	1
Haz.95	3,68	3,695698	-99999	1	1
Tem.95	3,80625	3,847157	0,013835	1	1
Ağu.95	4,0825	4,050782	0,042383	1	1
Eyl.95	4,1	4,152161	-0,03257	1	1
Eki.95	4,275	4,266357	0,029018	1	1
Kas.95	4,4625	4,529292	0,010367	1	1
Ara.95	4,99	4,96917	0,085158	1	1
Oca.96	5,3875	5,425718	0,026059	1	1
Şub.96	5,825	5,828246	0,04647	1	1
Mar.96	6,14	6,152553	0,014503	1	1
Nis.96	6,35	6,386553	0,005733	1	1
May.96	6,61	6,614725	0,015048	1	1
Haz.96	6,75	6,784309	-0,00711	1	1
Tem.96	6,95	6,984616	0,008244	1	1
Ağu.96	7,26	7,283167	0,017751	1	1
Eyl.96	7,575	7,603931	0,013533	1	1
Eki.96	7,9	7,929244	0,014424	1	1
Kas.96	8,23	8,256774	0,013052	1	1
Ara.96	8,5	8,51863	0,004849	1	1
Oca.97	8,72	8,780904	0,000756	1	1
Şub.97	9,2125	9,254866	0,03146	1	1
Mar.97	9,7625	9,748001	0,024645	1	1
Nis.97	9,95	10,01669	-0,01213	1	1
May.97	10,35	10,41224	0,02007	1	1
Haz.97	10,8625	10,81984	0,018645	1	1
Tem.97	10,9625	11,11275	-0,02006	1	1
Ağu.97	11,69	11,65593	0,047457	1	1
Eyl.97	12,1875	12,29099	0,003197	1	1
Eki.97	12,78	12,73017	0,023204	1	1
Kas.97	12,6875	12,75707	-0,03796	1	1
Ara.97	12,675	12,77063	-0,01204	1	1
Oca.98	13,44	13,57825	0,03923	1	1
Şub.98	14,8125	14,68465	0,061399	1	1
Mar.98	15,3625	15,63966	-0,0065	1	1
Nis.98	16,825	16,60662	0,069784	1	1
May.98	16,63	16,8027	-0,05731	1	1
Haz.98	16,8125	16,91056	0,006078	1	1
Tem.98	17,33	17,27454	0,005125	1	1

Çizelge 4.3 (Devam). Cumhuriyet altını satış fiyatları için gözlemler, kestirim değerleri, artıklar ve aykırı değerlerin kestirim etkileri

Ağu.98	17,0875	17,24895	-0,03898	1	1
Eyl.98	17,4875	17,56463	0,012416	1	1
Eki.98	18,36	18,44809	0,021461	1	1
Kas.98	19,25	19,22719	0,017205	1	1
Ara.98	19,4625	19,58715	-0,01779	1	1
Oca.99	20,15	20,31009	0,017187	1	1
Şub.99	21,6625	21,66439	0,043619	1	1
Mar.99	22,75	22,83056	0,011735	1	1
Nis.99	23,61	23,69636	0,010097	1	1
May.99	24,15	24,12263	-0,00387	1	1
Haz.99	23,825	24,00224	-0,03555	1	1
Tem.99	24,02	24,10667	-0,00367	1	1
Ağu.99	24,6	24,7479	0,0018	1	1
Eyl.99	25,6125	25,66021	0,016517	1	1
Eki.99	31,6	31,66141	0,010323	1	1,204359506
Kas.99	31,8	31,96639	-0,02025	1	1,204359506
Ara.99	32,35	32,48492	0,00041	1	1,204359506
Oca.00	34,15	34,62804	0,030777	1	1,204359506
Şub.00	38,125	37,68171	0,076984	1	1,204359506
Mar.00	38,2	38,49208	-0,046	1	1,204359506
Nis.00	38	38,11737	-0,01372	1	1,204359506
May.00	38,0625	38,23052	-0,01719	1	1,204359506
Haz.00	38,36	38,51882	-0,00993	1	1,204359506
Tem.00	38,875	39,0127	-0,00671	1	1,204359506
Ağu.00	39,625	39,86088	-0,00197	1	1,204359506
Eyl.00	40,8	40,79375	0,006616	1	1,204359506
Eki.00	40,75	40,90554	-0,02659	1	1,204359506
Kas.00	40,625	40,89184	-0,01777	1	1,204359506
Ara.00	40,875	40,75854	-0,0114	1	1,204359506
Oca.01	40	40,54089	-0,04122	1	1,204359506
Şub.01	41,75	41,74929	0,032817	1	1,204359506
Mar.01	54,96	55,16406	-0,01865	1	1,531997908
Nis.01	68	67,98424	-0,01477	1	1,87113634
May.01	68	68,8618	-0,0185	1	1,87113634
Haz.01	72,9	73,05154	0,052281	1	1,87113634
Tem.01	78,875	79,16846	0,038747	1	1,87113634
Ağu.01	85,8	86,42333	0,048472	1	1,87113634
Eyl.01	96,625	97,01224	0,080013	1	1,87113634
Eki.01	104	102,2392	0,024619	1	1,87113634
Kas.01	95,2	96,80228	-0,11956	1	1,87113634
Ara.01	91	90,58377	-0,02997	1	1,87113634
Oca.02	86,5	87,99999	-0,06433	1	1,87113634
Şub.02	89,5	89,15134	0,031514	1	1,87113634
Mar.02	89,8	90,27958	-0,03001	1	1,87113634
Nis.02	91,5	92,53766	0,005153	1	1,87113634
May.02	100,2	100,3944	0,065935	1	1,87113634

Çizelge 4.3 (Devam). Cumhuriyet altını satış fiyatları için gözlemler, kestirim değerleri, artıklar ve aykırı değerlerin kestirim etkileri

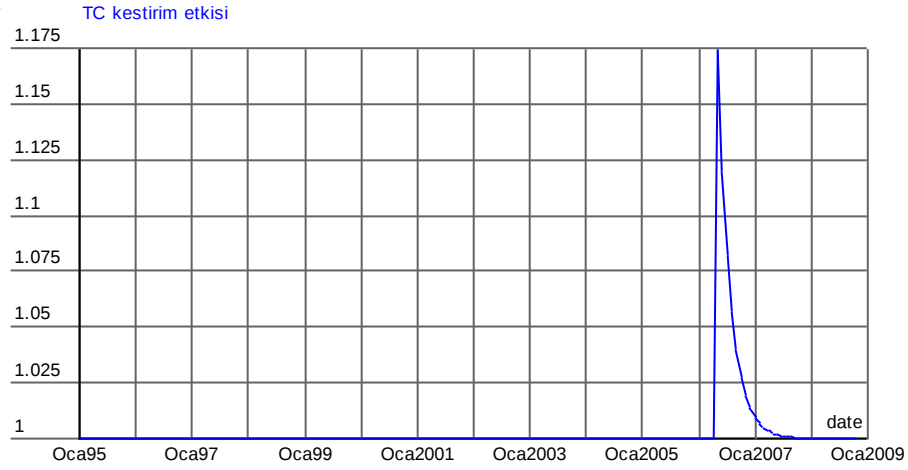
Haz.02	109,375	109,4905	0,043201	1	1,87113634
Tem.02	114,25	114,1119	0,006494	1	1,87113634
Ağu.02	113,6	114,2323	-0,03103	1	1,87113634
Eyl.02	113,75	114,2979	-0,01196	1	1,87113634
Eki.02	114,5	114,4966	-0,01283	1	1,87113634
Kas.02	114,92	116,5862	-0,01546	1	1,87113634
Ara.02	124,6667	124,4943	0,063132	1	1,87113634
Oca.03	131	130,8783	0,00604	1	1,87113634
Şub.03	130,6667	131,4563	-0,02773	1	1,87113634
Mar.03	127,5	126,5456	-0,03887	1	1,87113634
Nis.03	116,625	118,5941	-0,09991	1	1,87113634
May.03	115,1	114,8017	-0,00432	1	1,87113634
Haz.03	110,625	110,9362	-0,06151	1	1,87113634
Tem.03	107,25	109,0014	-0,03447	1	1,87113634
Ağu.03	114,4	113,9388	0,052369	1	1,87113634
Eyl.03	118	118,6842	-0,00907	1	1,87113634
Eki.03	122	122,6319	0,013011	1	1,87113634
Kas.03	128,375	128,7516	0,023517	1	1,87113634
Ara.03	131,25	130,5414	-0,00864	1	1,87113634
Oca.04	124,1	125,0673	-0,07648	1	1,87113634
Şub.04	119,75	120,4923	-0,03436	1	1,87113634
Mar.04	120,625	121,4194	-0,00492	1	1,87113634
Nis.04	125,6	126,0156	0,018758	1	1,87113634
May.04	129,75	129,6714	0,003244	1	1,87113634
Haz.04	128,5	128,9872	-0,03396	1	1,87113634
Tem.04	128,5	129,95	-0,01233	1	1,87113634
Ağu.04	135,5	135,0728	0,033764	1	1,87113634
Eyl.04	137,25	137,9851	-0,02125	1	1,87113634
Eki.04	139,25	140,0233	-0,00195	1	1,87113634
Kas.04	143,25	143,3572	0,005707	1	1,87113634
Ara.04	141	140,4644	-0,0409	1	1,87113634
Oca.05	131	132,549	-0,08367	1	1,87113634
Şub.05	128	128,2112	-0,01954	1	1,87113634
Mar.05	128,5	130,1079	-0,01307	1	1,87113634
Nis.05	133,2	131,5147	0,016879	1	1,87113634
May.05	126,5	129,0608	-0,08027	1	1,87113634
Haz.05	129,5	128,3341	0,025976	1	1,87113634
Tem.05	126,2	127,9147	-0,05739	1	1,87113634
Ağu.05	130	130,3554	0,024858	1	1,87113634
Eyl.05	135,4	135,5661	0,009477	1	1,87113634
Eki.05	138,75	139,7762	-0,00184	1	1,87113634
Kas.05	144,33	144,1832	0,016781	1	1,87113634
Ara.05	149,2	151,308	0,004557	1	1,87113634
Oca.06	163,33	162,2758	0,065782	1	1,87113634
Şub.06	165,5	165,6039	-0,03117	1	1,87113634
Mar.06	165	168,1044	-0,01626	1	1,87113634

Çizelge 4.3 (Devam). Cumhuriyet altını satış fiyatları için gözlemler, kestirim değerleri, artıklar ve aykırı değerlerin kestirim etkileri

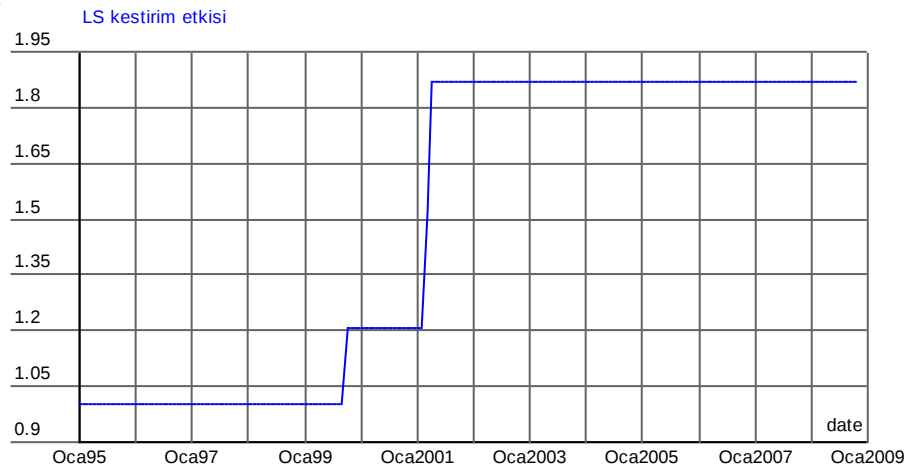
Nis.06	182,5	181,1792	0,082786	1	1,87113634
May.06	221,25	188,74	-0,01554	1,174276413	1,87113634
Haz.06	213	192,9665	-0,00877	1,119023576	1,87113634
Tem.06	217,25	198,201	0,032568	1,081900859	1,87113634
Ağu.06	202,75	194,9317	-0,07951	1,056650167	1,87113634
Eyl.06	198,2	189,3861	-0,00412	1,039326159	1,87113634
Eki.06	191	189,897	-0,04752	1,02736863	1,87113634
Kas.06	202,5	196,1832	0,058467	1,01908031	1,87113634
Ara.06	197	196,5889	-0,06397	1,013318303	1,87113634
Oca.07		195,6605		1,009304294	1,87113634
Şub.07		200,394		1,006503953	1,87113634
Mar.07		205,242		1,004548338	1,87113634
Nis.07		210,2072		1,003181669	1,87113634
May.07		215,2926		1,002226107	1,87113634
Haz.07		220,501		1,001557755	1,87113634
Tem.07		225,8355		1,001090174	1,87113634
Ağu.07		231,2989		1,000762997	1,87113634
Eyl.07		236,8946		1,000534037	1,87113634
Eki.07		242,6256		1,000373796	1,87113634
Kas.07		248,4953		1,000261642	1,87113634
Ara.07		254,5069		1,000183142	1,87113634
Oca.08		260,6641		1,000128196	1,87113634
Şub.08		266,9701		1,000089736	1,87113634
Mar.08		273,4287		1,000062814	1,87113634
Nis.08		280,0436		1,000043969	1,87113634
May.08		286,8185		1,000030778	1,87113634
Haz.08		293,7573		1,000021545	1,87113634
Tem.08		300,8639		1,000015081	1,87113634
Ağu.08		308,1425		1,000010557	1,87113634
Eyl.08		315,5972		1,00000739	1,87113634
Eki.08		323,2322		1,000005173	1,87113634
Kas.08		331,0519		1,000003621	1,87113634
Ara.08		339,0608		1,000002535	1,87113634

Cumhuriyet altını satış fiyatları için gözlemler, kestirim değerleri, artıklar ve aykırı değerlerin kestirim etkilerinin verildiği Çizelge 4.3 incelendiğinde aykırı değerlerin bulunduğu t anındaki kestirim değerlerinde artış olduğu görülüyor. Ekim 1999'da T=58 anında LS aykırı değer bir sonraki aykırı değere kadar kestirim değerini 1,204359506 kadar artırmıştır, bir sonraki LS aykırı değer ise Mart 2001 T=75'de bulunup kestirim değerini 1,531997908 ve son LS aykırı değer bulunan Nisan 2001 T=76 anında ise kestirim değerinin 1,87113634 arttığı gözlenmiştir. Burada LS

gözlem değerlerine dikkat edildiğinde bulunduğu T anından itibaren tüm kestirim değerlerini aynı miktarda etkilemiş olmasıdır. Mayıs 2006'da gözlenen TC aykırı değeri ise bulunduğu T=137 anındaki kestirim etkisinin 1,174276413 olduğu ancak T=137 anından itibaren tüm kestirim değerleri üzerindeki etkisinin giderek azaldığı görülüyor.



Şekil 4.4. Aylık ortalama cumhuriyet altını satış fiyatları için yapılan kestirimlere TC tipi aykırı değerlerin etkisi

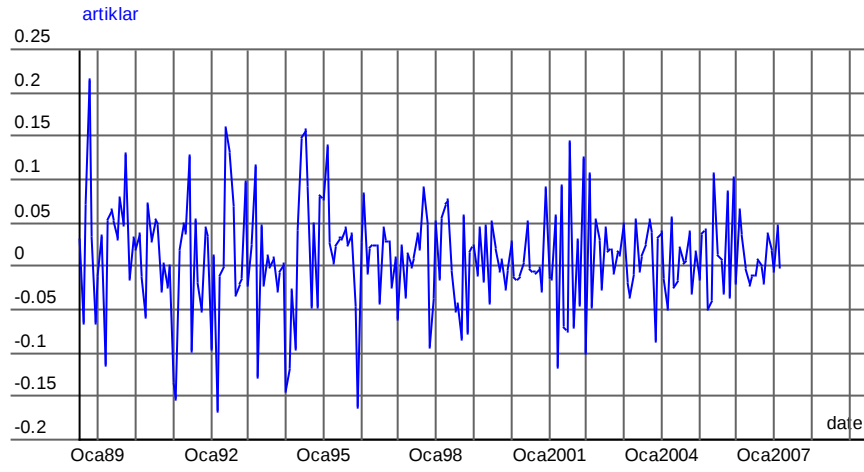


Şekil 4. 5. Aylık ortalama cumhuriyet altını satış fiyatları için yapılan kestirimlere LS tipi aykırı değerlerin etkisi

Şekil 4.4 incelendiğinde TC tipi aykırı değerlerin kestirim üzerindeki etkisinin gözlemlendiği t anında en çok olduğu ve devam eden zamanda ise sönümlendiği daha

net görülüyor. Aynı şekilde Şekil 4.5'e bakıldığında LS tipi aykırı değerlerin etkisinin gözlemlendiği andan itibaren tüm kestirim değerlerini aynı miktarda etkilediği görülüyor.

Ocak 1988-Nisan 2007 tarihleri arasındaki Merkez Bankası döviz rezervlerinden oluşan veri seti ile analiz yapılmıştır. Çizelge 4.7 ve Çizelge 4.8 yapılan analiz sonucunu içermektedir.



Şekil 4.6. TCMB döviz rezervleri için hesaplanan artıkların grafiği

Çizelge 4.4. TCMB Döviz Rezervleri için model tahmini ve aykırı değer taraması

Gözlem sayısı	Oca1988 - Nis2007 (232)
DÜZELTME ÖNCESİ	
Dönüşüm	Logaritma
Aykırı değer düzeltmesi	AO,LS,TC; 5 Aykırı değer
C (kritik değer)	3.453
AO Tem1990 λ değeri	-8.90 [-3.453, 3.453] kritik değer
AO Haz1993 λ değeri	-8.29 [-3.453, 3.453] kritik değer
AO Ara2000 λ değeri	-6.77 [-3.453, 3.453] kritik değer
TC Nis1994 λ değeri	-5.01 [-3.453, 3.453] kritik değer
LS Mar2001 λ değeri	-3.80 [-3.453, 3.453] kritik değer
Belirlenen ARIMA modeli	(1 1 0)(0 0 0)
AR (1) parametre değeri	-0.4502
AR (1) parametresi için t değeri	-7.65 [-1.965, 1.965] 5%
Tahmin Yöntemi	Tam En Çok Olabilirlik
ANALİZ	
ARIMA Analizi	Yaklaşık
Mevsimsellik	Mevsimsel olmayan model kullanıldı

Çizelge 4.5 Artıklar için Box Pierce istatistikleri

ARTIKLARIN İSTATİSTİKLERİ	
Ljung-Box Artıklar üzerinden	29.34 [0, 35.20] 5%
Box-Pierce artıklar üzerinden	6.37 [0, 5.99] 5%
Ljung-Box Artık kareleri üzerinden	33.75 [0, 35.20] 5%
Box-Pierce artık kareleri üzerinden	2.94 [0, 5.99] 5%
ARTIKLARIN TANIMLAMALARI	
Normallik	10.70 [0, 5.99] 5%
Çarpıklık	-0.09 [-0.32, 0.32] 5%
Basıklık	4.05 [2.36, 3.64] 5%
AYKIRI DEĞERLER	
Aykırı değerlerin yüzdesi	2.16% [0%, 5.0%]

Çizelge 4.4 ve Çizelge 4.5 incelendiğinde model tahmini için En Çok Olabilirlik yöntemi ile mevsimsel olmayan ARIMA(1,1,0)(0,0,0) yada kısaca ARI(1,1) modeli tahmin edilmiştir. Modelin uygunluğu için $t=-7,65$ değerine bakıldığında model parametresinin anlamlı olduğu açıkça görülüyor. Elde edilen modelle yapılan aykırı değer taraması sonucunda Nisan 1994 TC tipi bir aykırı değer, Mart 2001 anındaki gözlem değeri de LS tipi bir aykırı değer ve Temmuz 1990, Haziran 1993 ve Aralık 2000 gözlem değerleri de AO tipi aykırı değerler olarak belirlenmiştir. Bu gözlem değerleri için hesaplanan λ_t değerleri program tarafından otomatik olarak belirlenen $C=3,453$ kritik değerinden büyük olduğundan aykırı değer olarak belirlenmiştir ve bu gözlem değerleri düzeltilmiştir. Çizelge 4.5 incelendiğinde aykırı değerlerin artıklar içindeki yüzdesinin % 2,16 olduğu görülüyor.

Çizelge 4.6. MB döviz rezervleri için gözlemler, kestirim değerleri, hatalar ve aykırı değerlerin kestirimlere etkileri

T	MB Döviz Rezervleri	kestirimler	artıklar	TC kestirim etkisi	LS kestirim etkisi	AO kestirim etkisi
Oca.88	1601,325	1588,7708	-99999	1	1	0
Şub.88	1630,525	1631,9230	-99999	1	1	0
Mar.88	1681,325	1640,8094	-99999	1	1	0
Nis.88	1612,44	1649,4137	-99999	1	1	0
May.88	1786,125	1721,6918	-99999	1	1	0
Haz.88	1690,025	1713,2568	-99999	1	1	0
Tem.88	1699,62	1662,5437	0,0305581	1	1	0
Ağu.88	1594,95	1600,0354	-0,066110	1	1	0
Eyl.88	1667,1	1690,2243	0,0728570	1	1	0
Eki.88	2109,525	2069,8382	0,2154602	1	1	0
Kas.88	2423,225	2383,9838	0,0326766	1	1	0
Ara.88	2415,02	2396,8684	-0,065801	1	1	0
Oca.89	2385,275	2396,9085	-0,010866	1	1	0
Şub.89	2458,85	2390,8981	0,0359583	1	1	0
Mar.89	2222,92	2247,9301	-0,114548	1	1	0
Nis.89	2243,075	2229,1158	0,0544356	1	1	0
May.89	2406,1333	2397,4830	0,0661100	1	1	0
Haz.89	2614,62	2585,8812	0,0515077	1	1	0
Tem.89	2798,35	2803,3144	0,0305030	1	1	0
Ağu.89	3122,025	3076,7224	0,0788802	1	1	0
Eyl.89	3439,2	3470,6807	0,0474850	1	1	0
Eki.89	4090,225	3993,9118	0,1298039	1	1	0
Kas.89	4356,325	4356,0156	-0,015013	1	1	0
Ara.89	4627,66	4579,7197	0,0320488	1	1	0
Oca.90	4852,025	4836,5969	0,0201443	1	1	0
Şub.90	5147,025	5102,509	0,0377095	1	1	0
Mar.90	5214,78	5127,9751	-0,013492	1	1	0
Nis.90	4943,2	4987,1038	-0,059371	1	1	0
May.90	5189,775	5126,6350	0,0727543	1	1	0
Haz.90	5460,8	5455,8655	0,0289918	1	1	0
Tem.90	4422,825	5908,9334	0,0538529	0,7434449	1	-0,296460
Ağu.90	6403,78	6313,969	0,0479651	1	1	0
Eyl.90	6447,9	6434,8999	-0,030283	1	1	0
Eki.90	6494,675	6413,1141	0,00413722	1	1	0
Kas.90	6351,02	6355,27484	-0,0256211	1	1	0
Ara.90	6289,675	6171,39856	0,00036301	1	1	0
Oca.91	5466,325	5387,44137	-0,1359335	1	1	0
Şub.91	4397,725	4433,43351	-0,154359	1	1	0
Mar.91	4062,66	4062,92798	0,01867126	1	1	0
Nis.91	4115,375	4069,55112	0,04856778	1	1	0
May.91	4303,2	4364,88097	0,03882536	1	1	0
Haz.91	4984,025	4808,91341	0,12678822	1	1	0
Tem.91	4830,25	4888,42319	-0,0974601	1	1	0
Ağu.91	5020,9	4949,13127	0,05281912	1	1	0

Çizelge 4.6 (Devam). MB döviz rezervleri için gözlemler, kestirim değerleri, hatalar ve aykırı değerlerin kestirimlere etkileri

Eyl.91	5010,175	4954,34126	-0,0195649	1	1	0
Eki.91	4746,225	4750,09145	-0,0531587	1	1	0
Kas.91	4844,4	4843,19757	0,04483763	1	1	0
Ara.91	5058,175	4928,22941	0,03396563	1	1	0
Oca.92	4683,3	4746,13949	-0,0964422	1	1	0
Şub.92	4584,7	4433,93261	0,01338604	1	1	0
Mar.92	3839,9	3888,27398	-0,1676995	1	1	0
Nis.92	3506,1	3460,39564	-0,0111366	1	1	0
May.92	3365,34	3413,71082	-3,591E-05	1	1	0
Haz.92	3877,6	3849,92462	0,16013328	1	1	0
Tem.92	4710,88	4681,09475	0,13087485	1	1	0
Ağu.92	5498,075	5396,30152	0,06689389	1	1	0
Eyl.92	5698,825	5672,99203	-0,0336998	1	1	0
Eki.92	5678,28	5605,27226	-0,0197556	1	1	0
Kas.92	5590	5646,47624	-0,0140432	1	1	0
Ara.92	6127,325	6015,87166	0,09883275	1	1	0
Oca.93	6241,06	6197,92868	-0,0229244	1	1	0
Şub.93	6459,925	6545,92238	0,02618824	1	1	0
Mar.93	7364,9	7086,44883	0,11559144	1	1	0
Nis.93	6867,94	6969,24676	-0,1288821	1	1	0
May.93	6980,6	6875,52803	0,04772014	1	1	0
Haz.93	5284,8	6938,97539	-0,0218709	0,75869614	1	-0,276153
Tem.93	6922,14	6873,62304	0,01268475	1	1	0
Ağu.93	6930,125	6903,45624	-0,0016096	1	1	0
Eyl.93	7001,875	6927,53675	0,00978113	1	1	0
Eki.93	6825,24	6783,56067	-0,0301873	1	1	0
Kas.93	6698,2	6696,44093	-0,002866	1	1	0
Ara.93	6661,54	6515,4471	0,00296996	1	1	0
Oca.94	5747,45	5708,4797	-0,1451238	1	1	0
Şub.94	4783,45	4779,82862	-0,1171516	1	1	0
Mar.94	4288,2	4290,2987	-0,0266463	1	1	0
Nis.94	3207,16	4027,30017	-0,0958987	0,78510378	1	-0,241939
May.94	3276,025	3929,02229	0,04295034	0,844207	1	-0,169357
Haz.94	3881,85	4353,08472	0,14922102	0,88820715	1	-0,118550
Tem.94	4944,16	5352,67637	0,15788254	0,92036477	1	-0,082985
Ağu.94	6069,83333	6265,58548	0,09089087	0,94356536	1	-0,058089
Eyl.94	6367,72	6684,56372	-0,0481678	0,96015289	1	-0,040662
Eki.94	6848,775	6882,61397	0,04864435	0,97193736	1	-0,028463
Kas.94	6760,425	6962,72456	-0,0476005	0,98027244	1	-0,019924
Ara.94	7302,54	7323,76373	0,08169959	0,98614949	1	-0,013947
Oca.95	8175,675	8307,10415	0,07731915	0,99028438	1	-0,009763
Şub.95	9891,825	9792,84829	0,13907452	0,99318911	1	-0,006834
Mar.95	11079,54	11033,822	0,02717392	0,99522749	1	-0,004783
Nis.95	11697,3	11660,5207	0,00290459	0,99665685	1	-0,003348
May.95	12268,5333	12235,0212	0,02303893	0,99765862	1	-0,002344
Haz.95	12966,14	12889,9124	0,03368883	0,99836046	1	-0,001640

Çizelge 4.6 (Devam). MB döviz rezervleri için gözlemler, kestirim değerleri, hatalar ve aykırı değerlerin kestirimlere etkileri

Tem.95	13700,125	13669,1181	0,03006199	0,99885204	1	-0,001148
Ağu.95	14701,2	14574,105	0,04566226	0,99919629	1	-0,000804
Eyl.95	15532,1	15483,1627	0,02318011	0,99943733	1	-0,000562
Eki.95	16521,175	16372,2127	0,03694759	0,9996061	1	-0,000394
Kas.95	16210,25	15809,8845	-0,0468153	0,99972425	1	-0,0002758
Ara.95	13649,12	13777,1099	-0,1634336	0,99980697	1	-0,000193
Oca.96	13009	13043,7377	0,02936917	0,99986487	1	-0,0001351
Şub.96	13844,8	13648,0229	0,08388291	0,99990541	1	-9,459E-05
Mar.96	14119,44	14087,7512	-0,0083946	0,99993379	1	-6,622E-05
Nis.96	14550,675	14435,3233	0,02123792	0,99995365	1	-4,635E-05
May.96	15096,98	15062,0322	0,02331107	0,99996755	1	-3,245E-05
Haz.96	15705,575	15443,0222	0,02292685	0,99997729	1	-2,271E-05
Tem.96	15327,025	15384,1664	-0,0421908	0,9999841	1	-1,59E-05
Ağu.96	15858,1	15706,9297	0,0450451	0,99998887	1	-1,113E-05
Eyl.96	16559,2	16521,607	0,02792665	0,99999221	1	-7,79E-06
Eki.96	17369,675	17112,7092	0,02830852	0,99999455	1	-5,453E-06
Kas.96	17303,58	17323,9386	-0,0253238	0,99999618	1	-3,817E-06
Ara.96	17436,95	17112,6491	0,00939411	0,99999733	1	-2,672E-06
Oca.97	16445,74	16540,4143	-0,0619817	0,99999813	1	-1,87E-06
Şub.97	16393,075	16140,6319	0,02313863	0,99999869	1	-1,309E-06
Mar.97	15772	15781,2135	-0,0371789	0,99999908	1	-9,165E-07
Nis.97	15710,95	15578,7671	0,01350848	0,99999936	1	-6,416E-07
May.97	15663,64	15574,0271	-0,00127	0,99999955	1	-4,491E-07
Haz.97	15807,625	15776,4199	0,01050792	0,99999969	1	-3,144E-07
Tem.97	16487,875	16319,1267	0,03801362	0,99999978	1	-2,201E-07
Ağu.97	17145,04	17173,2588	0,02011668	0,99999985	1	-1,54E-07
Eyl.97	19111,725	19004,4323	0,09099879	0,99999989	1	-1,078E-07
Eki.97	21014,04	20576,2007	0,04600336	0,99999992	1	-7,548E-08
Kas.97	19988,55	19866,8933	-0,0927473	0,99999995	1	-5,284E-08
Ara.97	18838,1	18927,1158	-0,0367556	0,99999996	1	-3,698E-08
Oca.98	19329,94	19044,744	0,05245906	0,99999997	1	-2,589E-08
Şub.98	19277,3	19310,5691	-0,0143295	0,99999998	1	-1,812E-08
Mar.98	20346,25	20232,7884	0,05519597	0,99999999	1	-1,269E-08
Nis.98	22428,6667	22379,4212	0,07314831	0,99999999	1	-8,88E-09
May.98	25319,25	24998,1854	0,07735899	0,99999999	1	-6,216E-09
Haz.98	26557,6	26204,9992	-0,006821	1	1	-4,351E-09
Tem.98	25722,58	25649,0292	-0,0534428	1	1	-3,046E-09
Ağu.98	24292,4	23832,3421	-0,0428242	1	1	-2,132E-09
Eyl.98	21730,975	22057,5204	-0,0856726	1	1	-1,492E-09
Eki.98	21920,62	21397,2621	0,05884927	1	1	-1,045E-09
Kas.98	20350	20438,6411	-0,0782584	1	1	-7,313E-10
Ara.98	20012,65	19918,4023	0,0167524	1	1	-5,119E-10
Oca.99	20326,4	20094,775	0,02308116	1	1	-3,583E-10
Şub.99	20262	20324,3275	-0,0101762	1	1	-2,508E-10
Mar.99	21154	20798,1129	0,04451034	1	1	-1,756E-10
Nis.99	21174,6	21298,6181	-0,0184208	1	1	-1,229E-10

Çizelge 4.6 (Devam). MB döviz rezervleri için gözlemler, kestirim değerleri, hatalar ve aykırı değerlerin kestirime etkileri

May.99	22225,75	21779,4924	0,04801101	1	1	-8,604E-11
Haz.99	21770,25	21881,7303	-0,0425176	1	1	-6,023E-11
Tem.99	22702,6	22488,6296	0,05125685	1	1	-4,216E-11
Ağu.99	23565,25	23361,1815	0,01841578	1	1	-2,951E-11
Eyl.99	23813	23715,7169	-0,00633	1	1	-2,066E-11
Eki.99	24107	23851,3371	0,00756251	1	1	-1,446E-11
Kas.99	23576,5	23447,5714	-0,0277757	1	1	-1,012E-11
Ara.99	23250,2	23206,1568	-0,0039196	1	1	-7,086E-12
Oca.00	23756,75	23520,9876	0,02782686	1	1	-4,96E-12
Şub.00	23691,25	23536,0527	-0,0124634	1	1	-3,472E-12
Mar.00	23305,6	23159,7406	-0,0151692	1	1	-2,43E-12
Nis.00	22881,25	22727,0156	-0,0109876	1	1	-1,701E-12
May.00	22834,5	22849,5596	0,00622703	1	1	-1,191E-12
Haz.00	24004,4	23725,0775	0,05088531	1	1	-8,336E-13
Tem.00	24457	24318,4352	-0,0038133	1	1	-5,835E-13
Ağu.00	24517,5	24313,1719	-0,0059382	1	1	-4,085E-13
Eyl.00	24328	24244,4419	-0,0088714	1	1	-2,859E-13
Eki.00	24214,25	23907,5385	-0,0011937	1	1	-2,001E-13
Kas.00	23463,75	23543,4477	-0,0293748	1	1	-1,401E-13
Ara.00	19591,6	24393,8951	0,09018593	0,79790724	1	-0,2257629
Oca.01	25881	25551,4147	-0,0121786	1	1	-6,865E-14
Şub.01	25754,25	25663,1605	-0,0148312	1	1	-4,806E-14
Mar.01	20145	24370,9476	0,05873929	1	0,81078812	-0,209748
Nis.01	18393	23049,9989	-0,1164337	1	0,81078812	-0,209748
May.01	19375	23428,4142	0,0929726	1	0,81078812	-0,209748
Haz.01	18493,6	22436,7246	-0,0699737	1	0,81078812	-0,209748
Tem.01	16812	21256,6765	-0,0743724	1	0,81078812	-0,209748
Ağu.01	18617,4	22191,928	0,14491927	1	0,81078812	-0,209748
Eyl.01	18152,75	22678,7206	-0,0711936	1	0,81078812	-0,209748
Eki.01	18528,75	22241,9876	0,03187938	1	0,81078812	-0,209748
Kas.01	17863,4	22585,684	-0,0457988	1	0,81078812	-0,209748
Ara.01	19910,75	23573,8292	0,12496843	1	0,81078812	-0,209748
Oca.02	18900,25	23883,9539	-0,1009308	1	0,81078812	-0,209748
Şub.02	20528,25	24600,673	0,1060738	1	0,81078812	-0,209748
Mar.02	20312	25227,0908	-0,0477863	1	0,81078812	-0,209748
Nis.02	21347,5	26121,5979	0,05449016	1	0,81078812	-0,209748
May.02	22465,6	27330,7519	0,02866688	1	0,81078812	-0,209748
Haz.02	22382,75	27655,8894	-0,0266762	1	0,81078812	-0,209748
Tem.02	23386,25	28555,8704	0,0455209	1	0,81078812	-0,209748
Ağu.02	24278,8	29822,3396	0,01771187	1	0,81078812	-0,209748
Eyl.02	25147,5	30686,1941	0,01829368	1	0,81078812	-0,209748
Eki.02	25346,25	31168,7944	-0,0079534	1	0,81078812	-0,209748
Kas.02	25841,2	31579,2246	0,01579545	1	0,81078812	-0,209748
Ara.02	26373,25	32541,9643	0,01167413	1	0,81078812	-0,209748
Oca.03	27963,2	34039,7815	0,04936459	1	0,81078812	-0,209748
Şub.03	28126,25	34416,2274	-0,0205386	1	0,81078812	-0,209748

Çizelge 4.6 (Devam). MB döviz rezervleri için gözlemler, kestirim değerleri, hatalar ve aykırı değerlerin kestirimlere etkileri

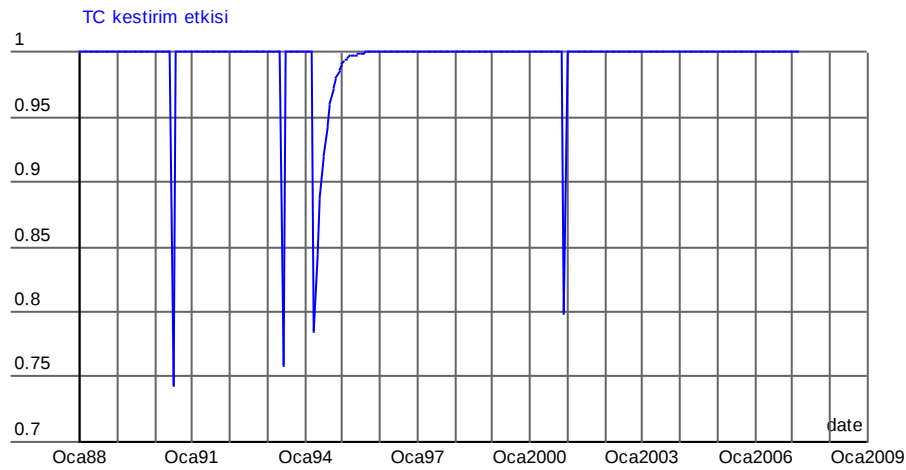
Mar.03	27174,75	33266,0214	-0,0370323	1	0,81078812	-0,209748
Nis.03	26514,75	32787,3446	-0,0090944	1	0,81078812	-0,209748
May.03	27656,4	33686,7328	0,05322435	1	0,81078812	-0,209748
Haz.03	28035,75	34438,9593	-0,0053541	1	0,81078812	-0,209748
Tem.03	28553	35002,6759	0,01214871	1	0,81078812	-0,209748
Ağu.03	29527,6	36266,2497	0,02533361	1	0,81078812	-0,209748
Eyl.03	31627,5	38936,109	0,05359232	1	0,81078812	-0,209748
Eki.03	33857,8	40792,0144	0,03721499	1	0,81078812	-0,209748
Kas.03	32018,75	39689,5027	-0,0865234	1	0,81078812	-0,209748
Ara.03	32276	39585,3135	0,03314325	1	0,81078812	-0,209748
Oca.04	33735	41282,7843	0,04060958	1	0,81078812	-0,209748
Şub.04	33885,25	41165,6962	-0,015459	1	0,81078812	-0,209748
Mar.04	32302,75	40129,6881	-0,049828	1	0,81078812	-0,209748
Nis.04	33441	40628,9843	0,05616083	1	0,81078812	-0,209748
May.04	33109,25	40610,8291	-0,0255595	1	0,81078812	-0,209748
Haz.04	32486	39941,1971	-0,0145153	1	0,81078812	-0,209748
Tem.04	32883,6	40266,8795	0,02071963	1	0,81078812	-0,209748
Ağu.04	33165,75	40592,2727	0,00306742	1	0,81078812	-0,209748
Eyl.04	33568,25	41418,0186	0,00821686	1	0,81078812	-0,209748
Eki.04	35141,2	42655,5462	0,04036316	1	0,81078812	-0,209748
Kas.04	34780,5	42919,3784	-0,0309322	1	0,81078812	-0,209748
Ara.04	35198	42896,2396	0,01657694	1	0,81078812	-0,209748
Oca.05	34872,5	42952,3607	-0,0146623	1	0,81078812	-0,209748
Şub.05	36047,75	44327,4111	0,0373283	1	0,81078812	-0,209748
Mar.05	38214	46482,1215	0,04343619	1	0,81078812	-0,209748
Nis.05	37289,2	45444,2893	-0,050769	1	0,81078812	-0,209748
May.05	35504	44316,8449	-0,03803	1	0,81078812	-0,209748
Haz.05	38676,5	46914,169	0,10767144	1	0,81078812	-0,209748
Tem.05	40661,8	50056,4662	0,01152825	1	0,81078812	-0,209748
Ağu.05	41807,25	50639,3566	0,00524656	1	0,81078812	-0,209748
Eyl.05	41016,8	51248,2833	-0,0315941	1	0,81078812	-0,209748
Eki.05	44323	53237,5861	0,08611486	1	0,81078812	-0,209748
Kas.05	44254,75	55428,2051	-0,0364391	1	0,81078812	-0,209748
Ara.05	48997,2	59002,5766	0,10249416	1	0,81078812	-0,209748
Oca.06	50232,5	62274,945	-0,0209285	1	0,81078812	-0,209748
Şub.06	54202	66199,9311	0,06484675	1	0,81078812	-0,209748
Mar.06	58075,4	71023,6866	0,03478639	1	0,81078812	-0,209748
Nis.06	59668,75	72893,8764	-0,0040065	1	0,81078812	-0,209748
May.06	59107,25	72503,6314	-0,0216393	1	0,81078812	-0,209748
Haz.06	58273,4	71341,0117	-0,0099516	1	0,81078812	-0,209748
Tem.06	57282	70340,738	-0,0107633	1	0,81078812	-0,209748
Ağu.06	57284,75	70242,0045	0,00777261	1	0,81078812	-0,209748
Eyl.06	57207,6	69839,5213	-0,0013693	1	0,81078812	-0,209748
Eki.06	56021,75	69082,441	-0,0203401	1	0,81078812	-0,209748
Kas.06	57587	70560,3182	0,03698645	1	0,81078812	-0,209748
Ara.06	59334,4	72401,0435	0,01748712	1	0,81078812	-0,209748

Çizelge 4.6 (Devam). MB döviz rezervleri için gözlemler, kestirim değerleri, hatalar ve aykırı değerlerin kestirime etkileri

Oca.07	59769	73802,767	-0,0061588	1	0,81078812	-0,209748
Şub.07	62807,75	76490,4229	0,04630605	1	0,81078812	-0,209748
Mar.07	63981,6	78682,5441	-0,0038075	1	0,81078812	-0,209748
Nis.07	65817	80533,8004	0,01994679	1	0,81078812	-0,209748
May.07		82455,8683		1	0,81078812	-0,209748
Haz.07		83869,1633		1	0,81078812	-0,209748
Tem.07		85306,6822		1	0,81078812	-0,209748
Ağu.07		86768,8403		1	0,81078812	-0,209748
Eyl.07		88256,0597		1	0,81078812	-0,209748
Eki.07		89768,7701		1	0,81078812	-0,209748
Kas.07		91307,4084		1	0,81078812	-0,209748
Ara.07		92872,419		1	0,81078812	-0,209748
Oca.08		94464,2539		1	0,81078812	-0,209748
Şub.08		96083,3729		1	0,81078812	-0,209748
Mar.08		97730,2436		1	0,81078812	-0,209748
Nis.08		99405,3417		1	0,81078812	-0,209748
May.08		101109,151		1	0,81078812	-0,209748
Haz.08		102842,164		1	0,81078812	-0,209748
Tem.08		104604,88		1	0,81078812	-0,209748
Ağu.08		106397,81		1	0,81078812	-0,209748
Eyl.08		108221,47		1	0,81078812	-0,209748
Eki.08		110076,388		1	0,81078812	-0,209748
Kas.08		111963,099		1	0,81078812	-0,209748
Ara.08		113882,149		1	0,81078812	-0,209748
Oca.09		115834,091		1	0,81078812	-0,209748
Şub.09		117819,489		1	0,81078812	-0,209748
Mar.09		119838,917		1	0,81078812	-0,209748
Nis.09		121892,958		1	0,81078812	-0,209748

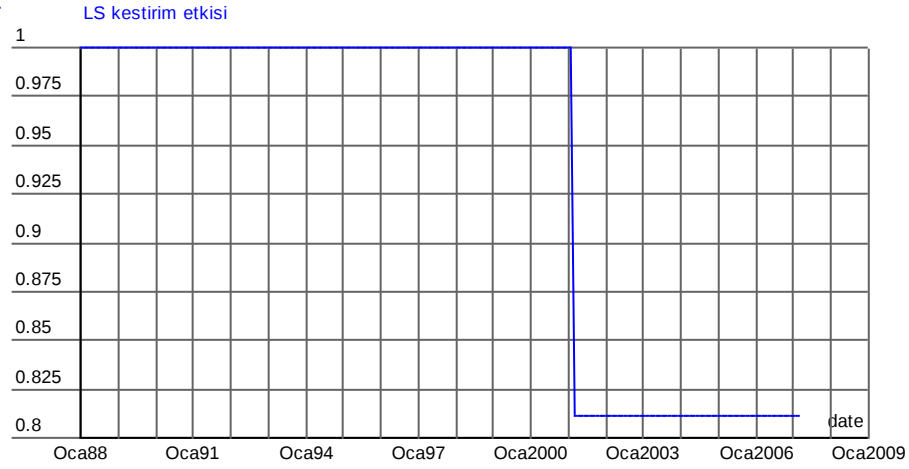
MB döviz rezervleri için gözlemler, kestirim değerleri, artıklar ve aykırı değerlerin kestirim etkilerinin verildiği Çizelge 4.6 incelendiğinde LS ve TC tipi aykırı değerlerin bulunduğu T anındaki kestirim değerlerinde artış olduğu görülüyor. AO tipi aykırı değerlerin kestirim etkileri incelendiğinde ise kestirim etkisinin negatif yönde olduğu görülüyor. Mart 2001, T=159 anında bulunan LS tipi aykırı değer bir sonraki tüm kestirim değerlerini 0,81078812 kadar arttırmıştır. Nisan 1994, T=76 anında bulunan TC tipi aykırı değeri ise bulunduğu T=76 anındaki kestirim etkisinin 0,78510378 olduğu ancak T anından itibaren Haziran 1998, T=126 anına kadar kestirim değerleri üzerindeki etkisinin sönümlendiği görülüyor. Temmuz 1990, T=31 anında bulunan AO tipi bir aykırı değer kestirim etkisi -0,296460 olup sadece gözlemlendiği anda kısmi etkilemiş görünüyor. Ayrıca bu anda LS tipi aykırı

değerinde kestirimi 0,7434449 kadar arttırdığı görülüyor. Ancak tarama sonucu bu gözlemde aykırı değer tipi AO olarak belirlendiğinden LS etkisi dikkate alınmıyor. Aynı şekilde Haziran 1993 T=66 anındaki gözlemde kestirim değerini -0,276153 kadar etkilemiş ve bu T=66 anından Aralık 2000, T=156 anına kadar etkisi negatif yönde artarak devam etmiştir. Aralık 2000, T=156 anında bir AO tipi aykırı değer gözlemlendiğinden kestirim etkisi -0,2257629 olmuştur. Bu andan itibaren azalarak devam eden AO etkisi TC tipi aykırı değer etkisi ile birlikte Mart 2001, T=159 anından itibaren tüm kestirim değerlerini -0,2097485 kadar etkilemiştir. LS tipi aykırı değer davranışı gözlenmiştir ve kestirim üzerinde 0,75869614 etkisi olduğu belirlenmiştir.



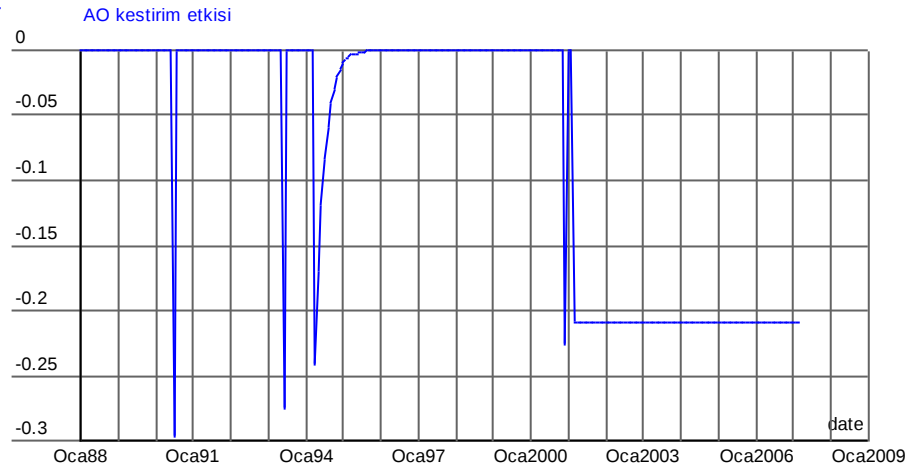
Şekil 4.7. TCMB döviz rezervleri için yapılan kestirimleri üzerinde TC tipi aykırı değer etkisi

Şekil 4.7, Çizelge 4.5 ve Çizelge 4.6 birlikte incelendiğinde TCMB döviz rezervleri için yapılan kestirimler üzerinde TC tipi aykırı değer etkisini daha net görülebilir. Temmuz 1990 anında TC'nin kestirim değerini etkilediği görülüyor ancak Temmuz 1990 anında $\lambda_{AO,31} > \lambda_{TC,31}$ olduğundan buradaki aykırı değer tipi AO olarak belirlenmiştir. Haziran 1993 ve Aralık 2000 değerleri içinde aynı durum söz konusu olduğundan bu T anlarında da aykırı değer tipi TC olarak belirlenmiştir ve TC etkisi bu T anlarında tek bir gözlemi etkilemiş görünüyor. Ancak Nisan 1994, TC=76 anında $\lambda_{TC,76} > \lambda_{AO,76}$ olduğundan bu noktada TC tipi bir aykırı değer olduğu ve bu andan itibaren kestirimler üzerindeki etkisinin azalarak sönümlendiği görülüyor.



Şekil 4.8. TCMB döviz rezervleri için yapılan kestirimleri üzerinde LS tipi aykırı değerın etkisi

Şekil 4.8 incelendiğinde Mart 2001, $T=159$ anında bir LS tipi aykırı değer gözleendiği ve bu $T=159$ anından itibaren tüm kestirim değerlerini aynı miktarda etkilediği görölüyor.



Şekil 4.9. TCMB döviz rezervleri için yapılan kestirimler üzerinde AO tipi aykırı değerın etkisi

Şekil 4.9 incelendiğinde ise AO tipi aykırı değerın etkisi ile birlikte TC ve LS tipi aykırı değerlerin etkilerinin de grafikte verildiği görölüyor. Yine etki miktarlarına bakıldığın AO'nun etkisinin ayrı ayrı TC ve LS etkilerinden büyük olduđu görölüyor. Bu yüzden sadece AO tipi aykırı değerın etkisi dikkate alınır.

5. SONUÇLAR

Zaman dizileri gözlemleri bazı değişikliklerden etkilenirler. Bu beklenmeyen etkiler zaman dizileri içerisinde aykırı değerler olarak adlandırılırlar. Aykırı değerlerin zaman dizileri analizi üzerindeki etkileri ilk defa Fox tarafından 1972 yılında araştırılmıştır. Fox'un yaptığı çalışmanın devamında yapılan diğer çalışmalardan bazıları Abraham ve Box, Tiao, Tsay, Ljung, Chang ve arkadaşları, Chen ve Liu yaptıkları çalışmalardır. Chang ve arkadaşları yaptıkları simülasyon çalışması ile Fox'un tanımladığı aykırı değerler için bir tarama yöntemi geliştirmişlerdir.

Bu çalışmada, Chang ve arkadaşlarının yaptığı aykırı değer taramasına yönelik çalışma ve Chen ve Liu tarafından zaman dizileri kestirimi üzerinde aykırı değerlerin etkisini inceleyen çalışma esas alınmıştır. Chen ve Liu'nun yaptıkları simülasyon çalışmasının teknik sonuçları; C kritik değerinin büyüklüğü aykırı değer tanımlama olasılığını etkilediği, dizilerin sonunda meydana gelen aykırı değerlerin yanlış tanımlanma olasılığının arttığı, yanlış tanımlama olasılığı en düşük aykırı değer tipinin AO olduğu ve tesbit gücü kritik değer azalan bir fonksiyonu iken, aykırı değer etkisi boyutunun artan bir fonksiyonu olduğu şeklinde sıralanabilir.

Zaman dizilerinde aykırı değerlerin uygulama üzerinde gösterilmesi, TÜİK kaynaklı Merkez Bankası Ocak 1995-Aralık 2006 tarihleri arasındaki ortalama aylık cumhuriyet altını satış fiyatları verileri ve Ocak 1988-Nisan 2007 tarihleri arasındaki TCMB döviz rezervleri verileri üzerinde yapılmıştır. Bu uygulamada kullanılan verilere bakıldığında, burada belirlenen aykırı değerlerin en büyük ya da en küçük gözlemler olmadıkları görülüyor. Bu ifadeyle, bu tür zaman dizilerinde aykırı değer kavramının regresyon analizinde tanımlanan aykırı değer kavramı ile örtüşmeyebileceği ve zaman dizileri için tanımlanan/uyarlanan aykırı değer tarama yöntemlerinin kullanılması gerektiği söylenebilir. Aylık ortalama cumhuriyet altını satış fiyatlarına ait veri seti için tahmin edilen $ARIMA(0,1,1)(0,0,0)$, kısaca $IMA(1,1)$ modeli ile aykırı değer taraması yapıldığında LS ve TC tipi dört aykırı değer saptanmıştır. LS tipi aykırı değer bulunduğunda T anından itibaren başka bir LS tipi aykırı değer yoksa tüm gözlemler üzerinde etkisi sabit kalmıştır. TC tipi aykırı

değer ise bulunduğu T anında kestirim değerini 1,1742 kadar etkilemiştir. Ancak zamanla sönümlenerek kestirimler üzerindeki etkisi kalkmıştır.

TCMB döviz rezervlerine ait veri seti için tahmin edilen ARIMA(1,1,0)(0,0,0), kısaca ARI(1,1,0)(0,0,0) modeli ile aykırı değer taraması yapıldığında üç AO tipi, bir LS tipi ve birde TC tipi aykırı değer tesbit edilmiştir. LS tipi aykırı değer ARIMA(0,1,1)(0,0,0), kısaca ARI(1,1) modelinde olduğu gibi bulunduğu Mart 2001 anında itibaren tüm kestirim değerleri üzerindeki etki miktarı 0,81078812'dir. TC tipi aykırı değer kestirim grafiğine ve Şekil 4. 7'ye bakıldığında dört tane TC tipi aykırı değer gözlenmiştir. Ancak bu noktalarda $\lambda_{TC,i}$, $\lambda_{AO,i}$ değerleri karşılaştırıldığında Nisan 1994 anı dışında diğerlerinde $\lambda_{AO,i} > \lambda_{TC,i}$ olduğundan bu noktalardaki aykırı değer tipi AO olarak belirlenmiştir. Nisan 1994 anında TC tipi aykırı değer kestirime etkisi 0,7851 iken bu andan itibaren etkisi sönümlenmiştir.

ARIMA(0,1,1)(0,0,0), kısaca IMA(1,1) ve ARIMA(1,1,0)(0,0,0), kısaca ARI(1,1) modelleri ile çalışılan uygulamada bu iki veri seti ve farklı model için aykırı değer taraması ile belirlenen aykırı değerlerin kestirimler üzerinde etkili olduğu tesbit edilmiştir. Bu etkinin giderilmesi için geliştirilen aykırı değer tarama yöntemleri kullanılarak modelden aykırı değerlerin etkileri giderilmiştir. Böylece yeni kestirim değerleri elde edilebilmektedir. Uygulamada elde edilen sonuçlar Chen ve Liu'nun yaptığı simülasyon çalışması ile de örtüşmektedir.

Zaman dizilerinde oluşan aykırı değerler beklenmeyen etkiler oldukları için bu gözlem değerleri veri setinden çıkarılmayacağından zaman dizileri ile yapılan analizleri olumsuz yönde etkileyecektir. Bu yüzden zaman dizileri analizi yaparken, daha güvenilir kestirimler yapabilmek için önce aykırı değer taraması yapıp gözlemlerden aykırı değer etkileri giderilmelidir.

KAYNAKLAR

- Abraham, B., Box, G.E.P., “Bayesian analysis of some outlier problems in time series”, ***Biometrika***, (66): 229-236 (1979).
- Abraham, B., Chuang, A., “Outlier detection and time series modeling”, ***Technometrics***, (31): 241-248 (1989).
- Akdi, Y., “Zaman Serileri Analizi (Birim kökler ve Kointegrasyon)”, ***Bıçaklar Kitabevi***, Ankara, 1, 39-45 (2003).
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M., “Time series Analysis, Forecasting and Controls, Sect 6.4.3”, ***Haolden-Day***, San Francisco, 128-142 (1976).
- Box, G. E. P., Tiao, G. C., “Intervention Analysis With Applications to Economic and Environmental Problems”, ***Journal of the American Statistical Association***, (70): 70-79 (1975).
- Bruce, A. G., Martin, R. D., “Leave-k-out diagnostics for time series (with discussion)”, ***Journal of the Royal Statistical Society (Series B)***, (51): 363-424 (1989).
- Chang, I., Tiao, G.C., Chen, C., “Estimation of time series parameters in the presence of outliers”, ***American Association and Society for Quality Control***, (30): 193-204 (1988).
- Chen, C., Liu, L.M., “Forecasting Time Series with Outliers”, ***Journal of Forecasting***, (12): 13-35 (1993).
- Cho, S., Ryu, G., Park, B., Lee, J., “Outlier detection diagnostic based on interpolation method in autoregressive models”, ***Journal Korean Statistical Society***, (22): 283-306 (1993).
- Choy, K., “Outlier Detection for Stationary Time Series”, ***Journal of Statistical Planning and inference***, (99): 111-127 (2001).
- Chuang, A., Abraham, B., “Comparasion of parameter estimation methods in time series with outliers: a simulation study”, ***ASA Proceedings, Business and Economics Satistics Section***, 83-92 (1989).
- Denby, L., Martin, R.D., “Robust Estimation of the First order Autoregressive Parameter”, ***Journal of the American Statistical Association***, (74): 140-146 (1979).
- Fox, A.J., “Outliers in Time Series”, ***Journal of the Royal Statistical Society (Series B)***, (34): 350-363 (1972).

Guttman, I., Tiao, G. C., "Effect of Correlation on the Estimation of a Mean in the Presence of Spurious Observations", *Canadian Journal of Statistics*, (6): 229-27 (1978).

Hillmer, S., "Monitoring and Adjusting Forecasts in the Presence of Additive Outliers" *Journal of Forecasting*, (3): 205-215 (1984).

Kadılar, C., "SPSS Uygulamalı Zaman Serilerine Giriş", *Hacettepe Üniversitesi*, Ankara, 2-4, 187 (2005).

Kasap, R. , "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın incelenmesi: İstatistiksel bir yaklaşım", *İMKB Dergisi*, (6): 27-33 (1998).

Kasap, R., Gamgam, H., "Zaman dizilerinde Aykırı Değerlerin Tespitine İlişkin Bir Uygulama", *Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi*, (11): 359-366 (1998).

Kaya, A., "Kalite Kontrol Amaçlı Zaman Serilerinde Sapan Değer Analizi", Yüksek Lisans Tezi, *Ege Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü*, İzmir, 14-15, 19-29 (1995).

Kaya, A., "Zaman Serilerinde Sapan Değerlerin Analizi Üzerine Bir Araştırma", Doktora Tezi, *Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, İzmir, 3-7, 20-30 (1999).

Lee, J., Choi, K., "Outlier detection and time series modeling in stationary time series", *Korean Journal Applied Statistics*, (5): 139-156 (1992).

Ledolter, J., "The effect of additive outliers on the forecast from ARIMA models", *International Journal of Forecasting*, (5): 231-240 (1989).

Ljung, G.M., "On outlier Detection In Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society (Series B)*, (55): 559-567 (1993).

Martin, R. D., "Robust estimation of autoregressive models" In: Brillenger, D. R., Tiao, G. C., *Directions in time series Institute of Mathematical Statistics*, Hagwod, CA, 228-254 (1980).

Özmen, A., "Zaman Serisi Analizinde Box-Jenkins yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi", *Fen Edebiyat Fakültesi Yayınları*, Eskişehir, 9: 110 (1986).

Pena, D., "Measuring the Importance of Outliers In ARIMA Models", *New Perspectives in Theoretical and Applied Statistics*, New York, 109-118 (1987).

Tiao, G.C., "Autoregressive Moving Average Models, Intervention Problems and Outlier Detection in Time Series", *Handbook of statistics*, (5): 85-118 (1985).

Tsay, R. S., “Time Series Model Specification in the Presence of Outliers”, ***Journal of American Statistical Association***, (81): 132-141 (1986).

Wei, W.W.S., “Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Analysis”, ***Addison-Wesley Publishing Company, Inc.*** , UK, 32-57, 67-84 (1990).

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, Adı : TEKİN, Ayşe Gül
 Uyuğu : T.C.
 Doğum tarihi ve yeri : 02.09.1980 Kırıkkale
 Medeni hali : Evli
 Telefon : 0 (505) 251 08 34
 Faks : -
 e-mail : a_g_tekin@hotmail.com

Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet tarihi
Yüksek lisans	Gazi Üniversitesi /İstatistik Bölümü	2007
Lisans	Kırıkkale Üniversitesi/ İstatistik Bölümü	2002
Lise	Kırıkkale Süleyman Demirel Lisesi	1998

İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
02.2007- 06.2007	TÜİK	ADNKS Kontrolör
2005- 2006	50.Yıl İlköğretim Okulu	Ücretli Matematik Öğretmeni
2004- 2005	Yunus Emre İlköğretim Okulu	Ücretli İngilizce Öğretmeni
2003- 2004	Çevrimli İlköğretim Okulu	Ücretli Matematik Öğretmeni

Yabancı Dil

İngilizce

Yayınlar

-

Hobiler

Satranç, kitap okumak